

### Geht die Arbeitslosenversicherung in Rente? Denkanstoß für ein System privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung

Lutz, Roman

Veröffentlichungsversion / Published Version

Dissertation / phd thesis

**Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:**

W. Bertelsmann Verlag

#### **Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:**

Lutz, R. (2009). *Geht die Arbeitslosenversicherung in Rente? Denkanstoß für ein System privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung*. (IAB-Bibliothek (Dissertationen), 316). Bielefeld: W. Bertelsmann Verlag. <https://doi.org/10.3278/300657w>

#### **Nutzungsbedingungen:**

Dieser Text wird unter einer CC BY-SA Lizenz (Namensnennung-Weitergabe unter gleichen Bedingungen) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.de>

#### **Terms of use:**

This document is made available under a CC BY-SA Licence (Attribution-ShareAlike). For more Information see: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0>

Institut für Arbeitsmarkt-  
und Berufsforschung

Die Forschungseinrichtung der  
Bundesagentur für Arbeit

IAB

# IAB-Bibliothek

316

Die Buchreihe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

## Geht die Arbeitslosenversicherung in Rente?

Denkanstoß für ein System  
privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung

Roman Lutz

Dissertationen



Institut für Arbeitsmarkt-  
und Berufsforschung

Die Forschungseinrichtung der  
Bundesagentur für Arbeit

IAB

# IAB-Bibliothek

Die Buchreihe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

316

## Geht die Arbeitslosenversicherung in Rente?

Denkanstoß für ein System  
privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung

Roman Lutz

Dissertationen

gewidmet meinen Eltern  
Ute und Elmar Lutz

**Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek**

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

Dissertation der Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg

Erstreferent: Professor Dr. Claus Schnabel

Zweitreferent: Privatdozentin Dr. Gesine Stephan

Tag der letzten Prüfung: 25. November 2008

Dieses E-Book ist auf dem Grünen Weg Open Access erschienen. Es ist lizenziert unter der CC-BY-SA-Lizenz.



**Herausgeber der Reihe IAB-Bibliothek:** Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit (IAB), Regensburger Straße 104, 90478 Nürnberg, Telefon (09 11) 179-0

■ **Redaktion:** Martina Dorsch, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit, 90327 Nürnberg, Telefon (09 11) 179-32 06, E-Mail: [martina.dorsch@iab.de](mailto:martina.dorsch@iab.de) ■ **Umschlaggestaltung:** Petra Wagler, IAB

■ **Gesamtherstellung:** W. Bertelsmann Verlag, Bielefeld ([www.wbv.de](http://www.wbv.de))

■ **Rechte:** Kein Teil dieses Werkes darf ohne vorherige Genehmigung des IAB in irgendeiner Form (unter Verwendung elektronischer Systeme oder als Ausdruck, Fotokopie oder Nutzung eines anderen Vervielfältigungsverfahrens) über den persönlichen Gebrauch hinaus verarbeitet oder verbreitet werden.

© 2009 Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg/

W. Bertelsmann Verlag GmbH & Co. KG, Bielefeld

In der „IAB-Bibliothek“ werden umfangreiche Einzelarbeiten aus dem IAB oder im Auftrag des IAB oder der BA durchgeführte Untersuchungen veröffentlicht. Beiträge, die mit dem Namen des Verfassers gekennzeichnet sind, geben nicht unbedingt die Meinung des IAB bzw. der Bundesagentur für Arbeit wieder.

ISBN 978-3-7639-4003-5

ISSN 1865-4096

Best.-Nr. 300657

[www.iabshop.de](http://www.iabshop.de)

[www.iab.de](http://www.iab.de)

# Inhalt

Danksagung

1	Einleitung .....	9
2	Unterschiedliche Konzepte für die monetäre Absicherung des Verdienstausfalls bei Arbeitslosigkeit .....	13
2.1	Der Zusammenhang zwischen finanzieller Absicherung im Arbeitslosigkeitsfall und Arbeitslosigkeit .....	14
2.1.1	Das Verhaltensrisiko beim Arbeitnehmer .....	14
2.1.2	Das Entlassungsverhalten der Arbeitgeber .....	16
2.1.3	Verhandlungsmacht der Gewerkschaften .....	17
2.2	Reformen im gegenwärtigen, staatlichen System .....	17
2.3	Arbeitgeber als Versicherer gegen Arbeitslosigkeit .....	19
2.4	Gewerkschaften als Versicherer gegen Arbeitslosigkeit .....	20
2.5	Kontenmodelle .....	22
2.6	Privatisierung der Arbeitslosenversicherung .....	24
2.7	Mischsysteme .....	27
2.8	Begleitende Reformideen .....	27
2.9	Folgerungen .....	29
3	Hindernisse auf dem Weg zu einer privaten Arbeitslosen- versicherung .....	31
3.1	Allgemeine Versicherbarkeit eines Risikos .....	32
3.2	Versicherungstechnische Argumentation .....	38
3.2.1	Positive Korrelation individueller Schadenwahrscheinlichkeiten .....	38
3.2.2	Probleme unvollständiger Information .....	48
3.2.2.1	Unvollständige Information über individuelle Schadenwahr- scheinlichkeiten .....	48
3.2.2.2	Moral Hazard .....	51
3.2.2.3	Versicherungsnehmerseitige Unterschätzung des individuellen Arbeitslosigkeitsrisikos .....	59
3.3	Sozialpolitische Argumentation .....	61
3.3.1	Geringe Wertschätzung einer Arbeitslosenversicherung bei hohem Arbeitslosigkeitsrisiko .....	61
3.3.2	Hohe finanzielle Belastung bei hohem Arbeitslosigkeitsrisiko .....	62
3.4	Fazit .....	64

<b>4</b>	<b>Ein System privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung als Denkanstoß zur Umgestaltung der deutschen Sozialversicherung.....</b>	<b>65</b>
4.1	Kombinierte versus getrennte Versicherung.....	67
4.2	Versicherungszwang versus freiwillige Versicherung.....	69
4.3	Zusatz- versus Gesamtrisikoversicherung – Probleme beim Übergang vom Umlage- zum Kapitaldeckungsverfahren .....	71
4.4	Versicherungswechsel und Konkurrenz auf dem Versicherungsmarkt.....	73
4.5	Versicherungsvertrag und Tarifwahl .....	74
4.6	Finanzierung .....	79
4.7	Besonderheiten eines Systems privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung.....	80
4.7.1	Moral Hazard in der Arbeitslosenversicherung am Ende des Erwerbslebens .....	80
4.7.2	Aufbau eines Schwankungsfonds in der Arbeitslosenversicherung .....	80
4.7.3	Entwicklung des Zinsänderungsrisikos und der Arbeitslosenquote.....	81
4.7.4	Demografischer Wandel .....	82
4.7.5	Der bestehende Markt für private Rentenversicherungen .....	83
<b>5</b>	<b>Determinanten von Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit – theoretische Erklärungsansätze und empirische Befunde.....</b>	<b>85</b>
5.1	Arbeitslosigkeit .....	85
5.1.1	Theoretische Erklärungsansätze.....	85
5.1.2	Empirische Befunde.....	89
5.2	Langlebigkeit .....	108
5.2.1	Theoretische Erklärungsansätze.....	108
5.2.2	Empirische Befunde.....	110
5.3	Arbeitslosigkeit als eigenständige Einflussgröße auf die Gesundheit bzw. Langlebigkeit.....	118
<b>6</b>	<b>Methodik und Daten.....</b>	<b>125</b>
6.1	Das theoretische Prämienkalkulationsmodell .....	125
6.2	Das ökonometrische Prämienkalkulationsmodell .....	128
6.2.1	Getrennte Modellierung der Schadendimensionen.....	128
6.2.1.1	Schadeneintritt .....	128
6.2.1.2	Schadenhöhe .....	130

6.2.2	Gemeinsame Modellierung der Schadendimensionen.....	133
6.3	Schätzprobleme und ihre Folgen für die Prämienkalkulation .....	135
6.3.1	Nicht korrekt geschätzte Standardfehler .....	135
6.3.2	Nicht korrekt geschätzte Koeffizienten und Standardfehler .....	139
6.3.3	Beeinträchtigte Prognosegüte.....	140
6.4	Prognose und Prognosegüte .....	144
6.4.1	Gütemaße für die Prognose des Schadeneintritts .....	145
6.4.2	Gütemaße für die Prognose der Schadenhöhe .....	147
6.5	Datensatz und Datenaufbereitung .....	149
6.5.1	Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) .....	151
6.5.2	Die Datenaufbereitung .....	152
6.5.2.1	Datenaufbereitung zur Bestimmung des Arbeitslosigkeits- risikos.....	153
6.5.2.2	Datenaufbereitung zur Bestimmung des Langlebigkeits- risikos.....	155
7	Empirische Ergebnisse .....	163
7.1	Tarifmerkmale für den Eintritt und Verbleib in leistungs- berechtigter Arbeitslosigkeit.....	163
7.1.1	Tarifmerkmale für das Arbeitslosigkeitseintrittsrisiko .....	167
7.1.2	Tarifmerkmale für das Arbeitslosigkeitsverbleibsrisiko.....	175
7.2	Tarifmerkmale für den Eintritt und Verbleib in Rente .....	187
7.2.1	Tarifmerkmale für das Renteneintrittsrisiko.....	191
7.2.2	Tarifmerkmale für das Rentenverbleibsrisiko .....	194
7.3	Die Versicherungsprämie – Beispielrechnungen .....	202
7.3.1	Die Nettorisikoprämie in der Arbeitslosenversicherung.....	203
7.3.2	Die Nettorisikoprämie in der Rentenversicherung.....	206
7.3.3	Die Bruttoprämie.....	208
8	Fazit .....	211
	Abbildungsverzeichnis.....	215
	Tabellenverzeichnis.....	216
	Verzeichnis der Anhangtabellen .....	217
	Literatur .....	219
	Anhang .....	245
	Kurzfassung.....	259





## Danksagung

Neben einem grundsätzlichen Interesse für den Untersuchungsgegenstand, einem gewissen Maß an Disziplin und Durchhaltevermögen sowie einer ausgeprägten Frustrationstoleranz ist nach meiner Erfahrung vor allem die Unterstützung durch Mitmenschen eine maßgebliche Voraussetzung für das Gelingen einer Dissertation. In diesem Sinne möchte ich allen voran meinem Doktorvater Prof. Dr. Claus Schnabel für seine außerordentlich gute Betreuung sowie für die Möglichkeit zur Arbeit an seinem Lehrstuhl danken. Auch PD Dr. Gesine Stephan als der Zweitgutachterin gilt mein ausdrücklicher Dank. Besonders hervorheben möchte ich außerdem die materielle sowie immaterielle Unterstützung, die mir im Rahmen des Graduiertenprogramms des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit (IAB) zuteil wurde. Die vielen Gespräche und Diskussionen mit Kolleginnen und Kollegen waren mir eine große Bereicherung. Explizit erwähnen möchte ich in diesem Zusammenhang Gerhard Krug und Michael Moritz. Mein ausdrücklicher Dank gilt auch den zahlreichen Experten aus der Versicherungspraxis (insbesondere Gert Buse und Jochen Kneiphof), die sich die Zeit genommen haben, einige Aspekte meiner Dissertation mit mir zu diskutieren.

Des Weiteren bin ich sehr dankbar mit Tilman Nagel einen Freund zu haben, der mir in jeder Hinsicht ein wertvoller Gesprächspartner ist. Einen ganz besonderen Dank möchte ich an Erich Schmitt aussprechen. Die Gespräche mit ihm waren für mich immens wertvoll und haben mich nachhaltig beeindruckt. In tiefer Verbundenheit bedanke ich mich schließlich bei meiner Frau Ingeborg. Auf ihren starken Rückhalt kann ich mich zu jeder Zeit verlassen.

München, Februar 2009



*„Ich glaube, daß niemand seinen Nächsten dadurch „retten“ kann, daß er für ihn eine Entscheidung trifft. Die einzige Hilfe besteht darin, daß er ihn in aller Aufrichtigkeit und Liebe sowie ohne Sentimentalität und Illusion auf mögliche Alternativen hinweisen kann.“*

(Erich Fromm, 1900–1980)

## 1 Einleitung

Die Privatisierung staatlicher Sozialpolitik kann grundsätzlich von zwei Standpunkten aus beurteilt werden. Sofern man den Status quo als Referenzgröße anerkennt, stellt sich die Frage, warum ein soziales Sicherungssystem privatisiert werden sollte. Andererseits lässt sich hinterfragen, weshalb überhaupt der Staat die Aufgaben der sozialen Sicherung übernimmt. Dahinter verbirgt sich eine strikt ökonomische Denkweise, wonach staatliche Aktivitäten grundsätzlich einer Rechtfertigung bedürfen.

Theoretisch zeichnen sich privat organisierte Systeme im Vergleich zu staatlichen Institutionen durch eine höhere Effizienz aus (Staatsversagen) (Bodway und Wildasin 1984: 13 ff.). Dies kommt in erster Linie dadurch zum Ausdruck, dass sich individuelle Präferenzen besser verwirklichen lassen und Anreizstrukturen geschaffen werden, die den bestmöglichen Einsatz der gegebenen Ressourcen sicherstellen. Die Privatisierung sozialer Einrichtungen stärkt die Eigenverantwortung der Menschen und erweitert damit ihre Entfaltungsmöglichkeiten.<sup>1</sup> Diese Argumentation ist solange schlüssig, wie der Markt grundsätzlich in der Lage ist, soziale Sicherung in effizienter Weise zur Verfügung zu stellen. Versagt der Marktprozess in dieser Hinsicht, so rechtfertigt dies staatliche Eingriffe (Marktversagen).

Es stellt sich somit die Frage, welcher Umfang an staatlichen Aktivitäten nötig und sinnvoll ist, um das Versagen der Märkte zu korrigieren und gleichzeitig das Versagen des Staats zu minimieren. Barr (1992: 749) schreibt hierzu: „To the extent that the traditional market failures support welfare-state institutions at all, they justify only a residual welfare state.“ In ähnlicher Weise argumentiert Wagner (1997: 46): „Es ist in der ökonomischen Literatur nahezu unstrittig, dass Marktversagen dazu führen *kann*, dass eine staatlich regulierte Vorsorge einer privatwirtschaftlichen überlegen ist; wobei ich ausdrücklich „kann“ und „staatlich reguliert“ statt „vom Staat angeboten“ sage.“ Die Ziele der Sozialpolitik sollten also nicht zwingend und vollständig durch staatliche Aktivitäten realisiert werden. In

<sup>1</sup> Bundespräsident Horst Köhler sagt dazu in der FAZ vom 29.12.2007: „Die Frage, wie viel Staat brauchen und wollen wir wirklich, ist in Deutschland noch nicht substanziell diskutiert worden. Diese Diskussion brauchen wir aber, wenn wir die Herausforderungen der Globalisierung bestehen wollen. Ich glaube, wir machen einen grundlegenden Fehler, wenn wir die Eigenverantwortung der Menschen zu gering schätzen und auch ihren Willen und ihre Fähigkeit, Probleme selbst zu lösen.“

vielen Bereichen erscheint es zweckmäßig, ein privates Angebot durch flankierende staatliche Maßnahmen zu ergänzen. Die entscheidende Richtgröße zur Festlegung des optimalen Ausmaßes staatlicher Sozialpolitik ist der Umfang des entsprechenden Marktversagens. Dessen Beurteilung verlangt jedoch zunächst eine Definition der sozialpolitischen Ziele bzw. Aufgaben. Hierzu merkt Börsch-Supan (1997: 182) an: „Knapp gefaßt läßt sich die ökonomische Aufgabe des sozialen Netzes als die Gewährleistung eines adäquaten Einkommens in allen Lebenslagen beschreiben. Dies betrifft zum einen die Gewährleistung eines adäquaten Einkommens in den verschiedenen Phasen eines normalen Lebenszyklus, zum anderen in außergewöhnlichen Notlagen.“ Ausgehend von dieser weit verbreiteten Sicht können zwei sozialpolitische Oberziele definiert werden: Gerechtigkeit und (soziale) Sicherheit.<sup>2</sup>

In der Fachwelt herrscht weitgehende Einigkeit darüber, dass Gerechtigkeit nur durch den Staat verwirklicht – im Sinne von bereitgestellt – werden kann (Berthold 1997: 17).<sup>3</sup> Begründet wird dies mit dem starken Kollektivgutcharakter von Gerechtigkeit. Nach Musgrave (1969: 8 f.) unterscheiden sich Kollektivgüter (bzw. öffentliche Güter) durch zwei Besonderheiten von allen anderen Gütern: Nicht-Rivalität im Konsum sowie Nicht-Ausschließbarkeit vom Konsum. Diese beiden Charakteristika führen dazu, dass „... der Marktmechanismus gänzlich versagt ...“ (Musgrave 1969: 8) und nur der Staat in der Lage ist, die Bedürfnisse zu befriedigen.<sup>4</sup>

Daneben stellt sich die Frage, inwieweit das Gut Sicherheit staatlich bereitgestellt werden muss oder ob hierbei eine staatliche Rahmenlegung ausreicht. Besonders Ökonomen setzen sich verstärkt dafür ein, den privaten Versicherungsmärkten diese Aufgabe zu überlassen (Eekhoff 1996: 151; Suntum 2000). Zur Beurteilung dieser Forderung müssen unterschiedliche Aspekte von Sicherheit gesondert betrachtet werden. Demnach erscheint eine Trennung gemäß der großen Lebensrisiken zweckmäßig, wonach Krankheit, Arbeitslosigkeit, Langlebigkeit, Invalidität, Pflegebedürftigkeit und Unfall zu unterscheiden sind.

Die vorliegende Arbeit befasst sich ausschließlich mit den beiden Risiken Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit und setzt diese in einer neuartigen Form zueinander in Beziehung. Hierbei ist weitestgehend unstrittig, dass die Alterssicherung

2 Börsch-Supan (1997: 182) spricht hierbei von einer Umverteilungs- und Versicherungskomponente, Wagner (1997: 42) differenziert nach Chancengleichheit und Risikoversorge. Sinn (1988: 66) dagegen zieht keine klare Trennungslinie zwischen Umverteilung und Versicherung: „Umverteilung und Versicherung sind dann zwei Seiten derselben Medaille.“ Er folgt damit früheren Autoren, wie Buchanan und Tullock (1962).

3 Eine der bekanntesten Theorien, die versucht zu erklären, wie und durch welche Mechanismen sich eine Gesellschaft auf bestimmte Gerechtigkeitsgrundsätze einigt, geht auf Rawls (1971) zurück. Demnach führt die extreme Unsicherheit („veil of ignorance“) bezüglich der zukünftigen ökonomischen Position des Einzelnen zu einem impliziten Gesellschaftsvertrag, in dem das Wohl des am schlechtesten Gestellten als Referenzniveau festgelegt wird (Rawls 1971: 12).

4 Dem entgegen unterscheidet Musgrave „... Situationen, wo der Marktmechanismus in verschieden starkem Ausmaß ... versagt ...“. Er schreibt weiter: „Trotzdem wird in den meisten Fällen die Befriedigung solcher Bedürfnisse am besten dem Markt überlassen“ (Musgrave 1969: 8).

privat organisiert werden kann (Berthold 2005: 237). Sowohl die private als auch die gesetzliche Praxis der Rentenversicherung berücksichtigt jedoch bislang die sozioökonomischen Unterschiede in der Lebenserwartung ihrer Versicherten nicht. Dieser Umstand wirkt sozialpolitisch kontraproduktiv, indem sozial schlechter Gestellte die Renten der sozial besser Gestellten, zumindest teilweise, subventionieren.<sup>5</sup> Bei der Arbeitslosenversicherung wird eine private Organisation bislang noch sehr kontrovers diskutiert, wozu die vorliegende Arbeit einen weiteren Beitrag leistet. Außerdem ergeben sich durch eine risikoäquivalente Prämienkalkulation in der Arbeitslosenversicherung sozialpolitisch brisante Verteilungswirkungen, wonach sozial schlechter Gestellte im Vergleich zu besser Gestellten stärkere finanzielle Belastungen zu tragen haben. An dieser Stelle entwickelt die vorliegende Untersuchung eine innovative Möglichkeit, sowohl unerwünschten sozialpolitischen Folgen einer privaten Arbeitslosenversicherung als auch den Verteilungseffekten der aktuellen Rentenversicherungspraxis im Zuge eines privaten, auf risikoäquivalenten Versicherungsprämien beruhenden, Systems entgegenzuwirken.

Ziel der Arbeit ist es, bestehende Denkbarrieren in Frage zu stellen und neue Handlungsfelder zu erschließen. Die politische Umsetzbarkeit des vorgeschlagenen Systems sowie dessen mehrheitsfähige Ausgestaltung ist dagegen nicht Gegenstand der Analyse. Sie stellt vielmehr eine Art Machbarkeitsstudie aus technischer Perspektive dar, die die Größenordnung risikoäquivalenter Versicherungsprämien in Arbeitslosen- und Rentenversicherung abschätzt sowie versicherungstechnische und methodische Probleme diskutiert.

Der Aufbau der Arbeit gliedert sich in sieben Kapitel. Zunächst werden unterschiedliche Konzepte zur Ausgestaltung der Arbeitslosenversicherung vorgestellt und in Bezug auf ihre praktische Relevanz bewertet (Kapitel 2). In Kapitel 3 werden die Argumente gegen eine Privatisierung der Arbeitslosenversicherung ausführlich beleuchtet und diskutiert. Hierbei wird erstmals in der Literatur zwischen einer technischen und einer sozialpolitischen Perspektive unterschieden, wodurch die einzelnen Argumentationen sowie deren Verbindungen erheblich transparenter werden. Dies ermöglicht eine strukturiertere Analyse der Privatisierbarkeit der Arbeitslosenversicherung als in bisherigen Arbeiten. Kapitel 4 thematisiert die Grundidee eines Systems privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung und geht auf entsprechende Problemstellungen und Besonderheiten ein. Im darauf folgenden Abschnitt werden die empirischen Ergebnisse bisheriger Arbeiten zu Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit sowie zu den Wechselwirkungen zwischen diesen beiden Risiken vorgestellt. Daraus lassen sich potenzielle Risikomerkmale für die Prä-

5 Wenngleich die Erkenntnis über sozioökonomische Sterblichkeitsdifferentialie in Deutschland in jüngerer Zeit auch in der Presse große Aufmerksamkeit erfahren hat (z. B. Berth 2006; Kehl 2006), wird dies im Kontext der (gesetzlichen und privaten) Rentenversicherung bislang kaum thematisiert.

mienkalkulation ableiten. In Kapitel 6 wird ein ökonometrisch umsetzbares Prämienkalkulationsmodell entwickelt. Außerdem werden typische Schätzprobleme thematisiert und in den Kontext der Arbeit gestellt. Auf Basis ökonometrischer Modelle werden in Kapitel 7 Tarifmerkmale ermittelt und die zu erwartenden Versicherungsprämien in Arbeitslosen- und Rentenversicherung bestimmt. Die Arbeit schließt mit einer kurzen Zusammenfassung der Ergebnisse und einem Fazit.

## 2 Unterschiedliche Konzepte für die monetäre Absicherung des Verdienstausfalls bei Arbeitslosigkeit

Diskussionen über die Ausgestaltung der Arbeitslosenversorgung sind fast so alt wie die Arbeitslosenversorgung selbst. Ursächlich hierfür sind zum einen die besondere soziale Bedeutung, zum anderen die spezifischen Charakteristika des Arbeitslosigkeitsrisikos. Eine wichtige Stellung nehmen hierbei Probleme unvollständiger Information ein, welche zu Moral Hazard und adverser Selektion führen können (vgl. Kapitel 3). Hinter Ersterem verbirgt sich die Annahme, dass eine Absicherung gegen die monetären Folgen von Arbeitslosigkeit ihrerseits das Verhalten von Arbeitsmarkttakteuren beeinflusst, so dass Häufigkeit und Länge der Arbeitslosigkeit zunehmen. Als Konsequenz daraus ergeben sich überhöhte Beiträge zur Arbeitslosenversicherung. Sofern Letztere an den Lohn gekoppelt sind, kann dies wiederum zur Entstehung weiterer Arbeitslosigkeit beitragen (Schneider et al. 2004: 14). Um diese negativen externen Effekte zu internalisieren, muss das individuelle Verhalten der einzelnen Arbeitsmarkttakteure an die Kosten der Arbeitslosigkeit gekoppelt werden. Das heißt, Arbeitnehmer, Arbeitgeber, Gewerkschaften und Staat müssen an der Tragung des Arbeitslosigkeitsrisikos beteiligt werden. Adverse Selektion, als Folge asymmetrischer Informationsverteilung zwischen Risikoträger und Versicherungsnehmer, führt unter Marktbedingungen zu einem ineffizienten Versicherungsschutz (Rothschild und Stiglitz 1976). Ursächlich dafür ist das Ausbleiben eines umfassenden privaten Versicherungsangebotes, wodurch staatliche Eingriffe begründet werden können.

Die in der Literatur kursierenden Konzepte zur Ausgestaltung der Arbeitslosenversicherung basieren in erster Linie auf unterschiedlichen Annahmen bezüglich Moral Hazard und adverser Selektion. Als Systematisierung der unterschiedlichen Konzepte bietet sich eine Orientierung an der Trägerschaft des Arbeitslosigkeitsrisikos an. Demnach lassen sich grundsätzlich fünf Risikoträger identifizieren:<sup>6</sup>

- Staat
- Arbeitgeber
- Gewerkschaften
- Arbeitnehmer
- private Versicherungsunternehmen.

---

6 Glismann und Schrader (2005: 123 ff. und 283 ff.) dagegen unterscheiden Systemwechsel und Systemanpassung und geben eine umfassende Zusammenstellung der verschiedenen Reformvorschläge nach Autoren. Sofern Selbstbehalte für den Arbeitnehmer vereinbart sind, wird Letzterer stets einen Teil des Arbeitslosigkeitsrisikos tragen (vgl. Kapitel 2.7).

Das gegenwärtige System der Arbeitslosenversicherung in Deutschland ist dadurch gekennzeichnet, dass der Staat die Risikotragung übernimmt. Sofern die Beitragsätze zur Arbeitslosenversicherung für Arbeitgeber und Arbeitnehmer nicht verändert werden, trägt allein der Staat ein finanzielles Risiko, welches in Form des Staatszuschusses zum Ausdruck kommt. Die gegenwärtige Diskussion zur Arbeitslosenversicherung ist stark geprägt von Reformvorschlägen innerhalb des bestehenden Systems. Daneben existieren vereinzelte Konzepte, die den Arbeitgeber als Versicherer gegen Arbeitslosigkeit vorschlagen. Dies geschieht jedoch nicht mittels privater Versicherungsunternehmen, sondern über interne Versicherungsmärkte. Nur sehr wenige Vorschläge sehen die Gewerkschaften in der Rolle des Versicherers, wenngleich die Ursprünge der Arbeitslosenversicherung zum Teil bei den Gewerkschaften liegen (Glismann und Schrader 2002: 7). Grundsätzlich kann der Arbeitnehmer sein individuelles Arbeitslosigkeitsrisiko auch selbst tragen. In diesem Fall kann jedoch nicht mehr von Versicherung im eigentlichen Sinn gesprochen werden. Schließlich können private Versicherungsunternehmen als Risikoträger fungieren. Unabhängig von der Trägerschaft kann die Finanzierung grundsätzlich durch Arbeitnehmer, Arbeitgeber sowie Gewerkschaften erfolgen. Außerdem ist auch eine Steuerfinanzierung denkbar.

Im weiteren Verlauf dieses Kapitels wird zunächst der Zusammenhang zwischen der Existenz einer Arbeitslosenversorgung und dem jeweiligen Verhalten von Arbeitnehmern, Arbeitgebern und Gewerkschaften kurz aufgezeigt. Hierdurch werden die einzelnen Ansatzpunkte für die in der Literatur diskutierten Ausgestaltungsvorschläge verdeutlicht. Letztere werden anschließend ausführlich diskutiert.

## **2.1 Der Zusammenhang zwischen finanzieller Absicherung im Arbeitslosigkeitsfall und Arbeitslosigkeit**

### **2.1.1 Das Verhaltensrisiko beim Arbeitnehmer**

Um den Zusammenhang zwischen Arbeitslosenunterstützung und Arbeitslosigkeit auf der Ebene des Arbeitnehmers theoretisch zu erklären, ist die Suchtheorie gut geeignet.<sup>7</sup> Ausgangspunkt hierbei ist ein repräsentativer Arbeitssuchender, der die Wahl zwischen zahlreichen Verdienstmöglichkeiten hat, worunter auch die Arbeitslosigkeit zu fassen ist. Bezüglich der in Zukunft eingehenden Lohnangebote ist der Suchende nur unvollständig informiert. Er kennt lediglich die Wahrscheinlichkeit, mit der er beim nächsten Angebot ein bestimmtes Mindestlohniveau realisieren

---

<sup>7</sup> Daneben existieren zahlreiche weitere Erklärungsansätze, wie komparativ-statistisches Modell, Kontrakttheorie, Effizienzlohntheorie, Segmentationstheorie (Schäfer 2003a: 7–27).



kann. Gilt nun für ein vorliegendes Stellenangebot, dass die Wahrscheinlichkeit relativ hoch ist, mit zukünftigen Angeboten ein höheres Lohnniveau zu realisieren, so wird sich der Arbeitslose für die Fortsetzung der Arbeitssuche entscheiden, zugunsten eines unsicheren, aber profitableren zukünftigen Lohnangebots (Schneider 1990: 8). Andernfalls wird er die Suche beenden und die aktuelle Offerte annehmen. Die Entscheidung über An- oder Ablehnen eines Angebotes wird jedes Mal neu getroffen. Maßgeblich dabei ist der Reservations- oder Akzeptanzlohn, der sich durch die individuelle Bewertung der bei der Suche anfallenden Kosten ergibt. Die Kosten der Suche sind zum einen Zeit und materielle Ressourcen zur Informationsbeschaffung, zum anderen die Opportunitätskosten in Form von entgangenen Einkommen. Letztere beruhen auf den Lohnvorstellungen des Arbeitssuchenden bezüglich der zukünftigen Stelle und determinieren deshalb hauptsächlich das Akzeptanzlohniveau. Hohe Suchkosten bewirken ein niedriges, niedrige Suchkosten führen zu einem relativ hohen Akzeptanzlohniveau. Die optimale, das heißt nutzenmaximierende, Suchstrategie schreibt nun vor, ein Stellenangebot genau dann anzunehmen, wenn der damit verbundene Lohn höher ist als der Reservationslohn. Demnach ist der Reservations- oder Akzeptanzlohn definiert als jener Lohn, bei dem ein Individuum gerade indifferent zwischen Beschäftigung und weiterer Suche ist (Christensen 2003: 575). Je höher nun das Akzeptanzlohniveau ist, desto höher ist die Anzahl der Suchschritte und umso länger dauert folglich die Arbeitslosigkeit.

Was ist nun die Rolle der Arbeitslosenunterstützung? Die Kosten der Arbeitssuche werden maßgeblich durch zwei Komponenten determiniert. Die Lohnersatzrate beeinflusst die Suchkosten direkt. Je höher die Ersatzrate, desto niedriger die Kosten der Suche. Da mit niedrigen Suchkosten ein hohes Akzeptanzlohniveau einhergeht, sinkt somit die Wahrscheinlichkeit der Aufnahme einer Beschäftigung. Die Dauer der Arbeitslosigkeit verlängert sich. Ist die Lohnersatzrate dagegen niedrig, resultieren daraus hohe Suchkosten, die ihrerseits wieder zu einem niedrigen Akzeptanzlohn führen. Folge ist eine relativ kurze Arbeitslosigkeitsdauer (Schneider 1990: 11).

Die zweite Komponente, die einen indirekten Einfluss auf die Suchkosten hat, ist die maximale Bezugsdauer der Arbeitslosenunterstützung (Cahuc und Zylberg 2004: 133 ff.). Empirische Arbeiten können zeigen, dass der Anspruchslohn mit der Zeit abnimmt (Addison et al. 2004, Kiefer und Neumann 1979 sowie Narendranathan et al. 1985).<sup>8</sup> Dazu äquivalent ist die Zunahme der Suchkosten im Zeitablauf. Dies wird durch verschiedene Faktoren verursacht. So korrigiert der Arbeitssuchende mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit seine Lohnerwartung

8 Auch theoretische Arbeiten argumentieren zum Teil über einen im Zeitverlauf sinkenden Akzeptanzlohn (König 1979: 79 ff.). Empirische Befunde für Deutschland zeigen allerdings eine geringe Evidenz für sinkende Akzeptanzlöhne (Christensen 2003).

nach unten (Burdett und Vishwanath 1988). Außerdem kommt es zu einer zunehmenden Stigmatisierung des Arbeitslosen, weil Unternehmen in einer hohen Arbeitslosigkeitsdauer ein Zeichen für geringe Produktivität sehen (Vishwanath 1989). Des Weiteren sinkt im Laufe einer Arbeitslosigkeitsepisode das individuelle Vermögen, was ebenfalls zu einem sinkenden Reservationslohn führt (Lentz und Tranæs 2005). Das gilt auch für das individuelle Humankapital, welches mit zunehmender Arbeitslosigkeitsdauer verstärkt abgeschrieben wird. Zusätzlich ist vorstellbar, dass der allgemeine gesellschaftliche Druck auf den Arbeitslosen mit zunehmender Dauer seiner Arbeitslosigkeit ansteigt. Der Effekt des abnehmenden Anspruchlohns ist umso stärker, je näher das Ende der Bezugsperiode rückt. Je kürzer also die maximale Bezugsdauer, desto stärker sinkt der Anspruchslohn im Zeitablauf und umso wahrscheinlicher wird eine Arbeitsaufnahme. Eine lange Bezugsdauer führt hingegen zu einem relativ langsamen Absinken des Anspruchslohns und damit zu länger andauernder Arbeitslosigkeit.

Zahlreiche empirische Arbeiten haben den Zusammenhang zwischen der Großzügigkeit einer Arbeitslosenversicherung und dem Eintritt sowie der Dauer von Arbeitslosigkeit untersucht.<sup>9</sup> Hierbei haben die Ergebnisse natürlicher Experimente, bei denen die Ersatzrate bzw. Bezugsdauer lediglich für bestimmte Personengruppen verändert wird, eine starke Aussagekraft. Beispielsweise steht die Verkürzung der maximalen Bezugsdauer für ältere Arbeitnehmer in Finnland im Jahr 1997 in Zusammenhang mit einer vergleichsweise geringeren Eintritts- und Verbleibswahrscheinlichkeit in Arbeitslosigkeit für diese Bevölkerungsgruppe (Kyyrä und Wilke 2004). Entsprechende Arbeitsmarktreformen in Österreich zeigen eine positive Beziehung zwischen Senkung der Ersatzrate bzw. Kürzung der Bezugsdauer und Arbeitslosigkeitsdauer (Lalive et al. 2006).<sup>10</sup> Damit können aktuelle empirische Studien die eingangs ausgeführten Implikationen der Suchtheorie teilweise bestätigen.<sup>11</sup>

## 2.1.2 Das Entlassungsverhalten der Arbeitgeber

Besteht eine finanzielle Absicherung im Arbeitslosigkeitsfall, dann kann der Arbeitgeber in Phasen der Unterauslastung Teile seiner Belegschaft vorübergehend in die Arbeitslosigkeit abstellen. Ist die temporäre Auslastungsschwäche überstan-

9 Sehr umfangreiche Übersichten über empirische Arbeiten zum Einfluss der Arbeitslosenversicherung auf das Arbeitnehmerverhalten in Deutschland und den USA finden sich in Glismann und Schrader (2005: 211 ff. sowie 265 ff.). Daneben existieren Arbeiten, die den direkten Zusammenhang zwischen Arbeitslosenunterstützung und Akzeptanzlohn analysieren. Die Ergebnisse sind allerdings nicht eindeutig (Schäfer 2003a: 28 f.).

10 Card et al. (2007) können allerdings zeigen, dass der Anstieg der Austrittsrate aus Arbeitslosigkeit am Ende der Bezugsdauer überschätzt wird, da mögliche Ausstiege aus dem Arbeitslosenversicherungssystem nicht berücksichtigt werden.

11 Zur Kritik an der verhaltensbeeinflussenden Wirkung der Arbeitslosenunterstützung beim Arbeitnehmer vgl. Kapitel 3.2.2.2.

den, werden dieselben Arbeitnehmer wieder eingestellt. Durch diese Praxis externalisieren Unternehmen die Kosten zeitweiliger Unterauslastung teilweise auf die Arbeitslosenversicherung. V. a. für die USA konnte das Phänomen temporärer Entlassungen empirisch nachgewiesen werden (z. B. Feldstein 1978; Topel 1983). Aufgrund der bestehenden Kündigungsschutzregelung sind temporäre Entlassungen in Deutschland allerdings nur sehr eingeschränkt möglich (Schneider et al. 2004: 66 f.).<sup>12</sup>

### 2.1.3 Verhandlungsmacht der Gewerkschaften

Umfangreiche Lohnersatzleistungen im Arbeitslosigkeitsfall stärken die Verhandlungsmacht der Gewerkschaften und führen tendenziell zu überhöhten Tarifabschlüssen (Raddatz 2005: 4 f.). Werden die durchgesetzten Löhne nicht durch eine entsprechende Produktivität gerechtfertigt, kommt es zu Arbeitsplatzabbau. Die daraus entstehenden Kosten tragen nicht die Verursacher (die Tarifparteien), sondern werden der Arbeitslosenversicherung aufgebürdet. Insofern können Gewerkschaften die Kosten ihrer Lohnpolitik externalisieren.<sup>13</sup> Bisherige empirische Ergebnisse zum Einfluss gewerkschaftlichen Verhaltens auf die Arbeitslosigkeit zeigen allerdings keine eindeutige kausale Beziehung.<sup>14</sup> Einerseits zeigt sich eine positive Beziehung zwischen gewerkschaftlicher Verhandlungsmacht und Arbeitslosigkeit (Booth et al. 2000: 131; Nickell et al. 2005). Andererseits weisen empirische Ergebnisse darauf hin, dass das Gewerkschaftsverhalten seinerseits von der Arbeitslosenquote beeinflusst wird, wobei sich ein negativer Zusammenhang zwischen Lohnniveau und vergangener Arbeitslosenquote nachweisen lässt (Jaeger 1996: 202 ff.; Schnabel 1997: 115 ff.).<sup>15</sup> Darüber hinaus ist an Lohnverhandlungen immer auch die Arbeitgeberseite beteiligt, so dass Änderungen des Lohnniveaus nicht allein den Gewerkschaften zugeschrieben werden können.

## 2.2 Reformen im gegenwärtigen, staatlichen System

In der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur kursieren zahlreiche Vorschläge zur Reform der Arbeitslosenversicherung, welche weiterhin den Staat als Träger des Ar-

12 Eine tiefer greifende Auseinandersetzung mit der verhaltensbeeinflussenden Wirkung der Arbeitslosenversicherung auf den Arbeitgeber ist in Kapitel 3.2.2.2 zu finden.

13 Eine kritische Würdigung dieser Sicht findet sich in Kapitel 3.2.2.2.

14 Ursächlich dafür sind nicht zuletzt Endogenitätsprobleme, die auch durch die Aufnahme zeitverzögerter exogener Variablen nicht auszuschließen sind (Feldmann 2008).

15 Einschränkung muss allerdings darauf hingewiesen werden, dass die Ergebnisse empirischer Arbeiten zum Zusammenhang zwischen Arbeitslosenquote und Lohnniveau bzw. -wachstum v. a. bezüglich der Lag-Struktur sehr unterschiedlich sind (Jaeger 1996: 203).

beitslosigkeitsrisikos zugrunde legen. Im Kern geht es bei diesen Entwürfen um eine anreizkompatible Umgestaltung der gesetzlichen Arbeitslosenversicherung dahingehend, dass der Arbeitnehmer verstärkt in die Verantwortung genommen und damit an der Risikotragung beteiligt wird.<sup>16</sup> Die in den letzten Jahren vorgenommenen Gesetzesänderungen und -erweiterungen, z. B. in Form der Hartz-Gesetze, sind vor diesem Hintergrund zu sehen. Die vordergründigsten Anpassungsmaßnahmen liegen in einer Kürzung der Höhe und Bezugsdauer der Versicherungsleistungen (z. B. Sachverständigenrat 1999: 287 oder Soltwedel 1983: 335) sowie in der Verschärfung der Bezugsbedingungen für Versicherungsleistungen und Zumutbarkeitskriterien für angebotene Arbeitsstellen (z. B. Sachverständigenrat 1996: 256). Darüber hinaus gibt es die Forderung nach einer degressiven Auszahlung des Arbeitslosengeldes (z. B. Sachverständigenrat 2003: 397 sowie Sell 2003: 243) bzw. einem zunächst degressiven dann progressiven Auszahlungsverlauf (Eisen 1997: 71).

Die meisten der vorgebrachten Reformansätze versuchen, Elemente aus der Privatversicherung in das System der gesetzlichen Arbeitslosenversicherung einzuführen und hierüber marktliche Anreize zu nutzen. So wird dafür plädiert, versicherungsfremde Leistungen ganz aus der beitragsfinanzierten Versicherung auszugliedern und über Steuern zu finanzieren (z. B. Eekhoff und Milleker 2000: 41 ff. oder Eisen 1997: 71). Die Vermittlung Arbeitsloser in neue Jobs soll von mehr Wettbewerb geprägt sein und deshalb verstärkt privat organisiert werden (z. B. Berthold und Berchem 2002: 82 f.). Daneben sollte die Versicherungspflicht auf eine Mindestsicherung beschränkt werden und optional freiwillige Zusatzversicherungen möglich sein (z. B. Berchem 2005: 273 ff. oder Sachverständigenrat 1996: 255). Ein weiterer Reformansatz liegt in der Einführung von Wahlтарifen (z. B. Sachverständigenrat 1996: 255 oder Schneider et al. 2004: 69 ff.), die sich unter anderem durch unterschiedliche Leistungsniveaus z. B. in Bezug auf Karenzzeiten (z. B. Eekhoff und Milleker 2000: 41) oder Zumutbarkeitskriterien unterscheiden (z. B. Berchem 2005: 296 ff.). Einige Vorschläge gehen soweit, die Beiträge nach Risikogruppen zu differenzieren. Diese primäre Prämiendifferenzierung wird sowohl für Arbeitnehmerbeiträge (z. B. Eekhoff und Milleker 2000: 44 ff.) als auch für die Beiträge der Arbeitgeber (z. B. Genosko et al. 1999: 49 oder Sachverständigenrat 2003: 398 ff.) gefordert. Daneben sollen auch Gewerkschaften an der Finanzierung der Arbeitslosenversicherung durch differenzierte Beiträge beteiligt werden (Berchem 2005: 280 f.). Die Einführung einer sekundären Prämiendifferenzierung soll zusätzlich Anreize auf Arbeitnehmerseite setzen. Dies kann in Form von Beitragsrückstattungen erfolgen (Berthold und Berchem 2002: 93 f.) oder durch nachträgliche

<sup>16</sup> Einen umfangreichen Überblick über bisherige Arbeiten geben Glismann und Schrader (2005: 288 ff.) sowie Schneider et al. (2004) und Schäfer (2006). Zahlreiche Reformmaßnahmen diskutiert auch Raddatz (2005).

Beitragsanpassungen ähnlich der KfZ-Versicherung (z. B. Berchem 2005: 293 oder Schneider et al. 2004: 72). Im Sinne der Risikoselektion sollen außerdem bestimmte Arbeitnehmertypen, wie Saisonarbeiter, aus der Versicherung ausgegliedert und über ein steuerfinanziertes Sicherungssystem gegen die monetären Folgen von Arbeitslosigkeit abgesichert werden (Arbeitsgemeinschaft Selbständiger Unternehmer 1984: 30).

Die Sinnhaftigkeit all dieser Reformvorschläge setzt voraus, dass das gegenwärtige System der Arbeitslosenversicherung, bei dem der Staat als Risikoträger fungiert, als bestmögliche Ausgestaltungsform angesehen wird oder ein Systemwechsel als politisch nicht durchsetzbar gilt. Gerade die Integration anreizwirksamer Elemente aus der Privatversicherung wirft jedoch die Frage auf, ob eine Risikotragung privater Akteure nicht konsequenter und insofern vorzuziehen wäre. Das Festhalten an der gesetzlichen Arbeitslosenversicherung ließe sich jedoch begründen, wenn alternative Systeme als unpraktikabel bewertet werden.

## 2.3 Arbeitgeber als Versicherer gegen Arbeitslosigkeit

Um das (temporäre) Entlassungsverhalten der Unternehmen von der Gewährung einer Arbeitslosenunterstützung zu entkoppeln, wird in einigen Reformvorschlägen der Arbeitgeber mit der finanziellen Risikotragung betraut (Handelskammer Hamburg 2002 sowie Straubhaar 2005). Demnach wird der Arbeitgeber verpflichtet, eine zeitlich befristete Lohnfortzahlung<sup>17</sup> im Arbeitslosigkeitsfall zu zahlen, wobei sich Höhe sowie Dauer der Zahlung nach der Dauer der Betriebszugehörigkeit richten kann (Eekhoff und Milleker 2000: 70 sowie Straubhaar 2005: 407). Der Kündigungsschutz wird im Gegenzug auf ein Mindestmaß beschränkt (Handelskammer Hamburg 2002: 25). Kündigt der Arbeitnehmer selbst, so entfällt sein Anspruch auf Lohnfortzahlung. In diesem Kontext fungieren die Unternehmen als Anbieter von Versicherungsleistungen. Diese haben, ähnlich privaten Versicherungsunternehmen, umfangreichere Risikodiversifikationsmöglichkeiten als der einzelne Arbeitnehmer (Berthold und Külp 1987: 80). Letzterer bezahlt für die Versicherungsleistung in Form eines geringeren Arbeitsentgeltes (Berthold und Külp 1987: 82).

Auch im amerikanischen System des „experience rating“, wonach die Finanzierung der Arbeitslosenversicherung den Unternehmen obliegt, tritt der Arbeitgeber als Risikoträger auf. Vereinfacht dargestellt, bezahlt jedes Unternehmen eine Lohnsummensteuer auf ein Arbeitslosenversicherungskonto, von dem dann die Arbeitslosengelder an entlassene Mitarbeiter abgebucht werden (Holz und Hauser

17 Schäfer (2006: 36) spricht in diesem Zusammenhang von einem Abfindungsmodell.

2000: 37). Die zu entrichtende Arbeitslosensteuer wird so bemessen, dass das unternehmensspezifische Konto weitestgehend ausgeglichen ist.<sup>18</sup> Somit ergibt sich die effektive Steuerbelastung eines Unternehmens durch das individuelle Entlassungsverhalten. Sofern kein staatlicher Zuschuss zur Arbeitslosenversicherung vorgesehen ist, tragen allein die Unternehmen das Risiko der Arbeitslosigkeit.

Die Vorteile einer Risikotragung durch den Arbeitgeber liegen zum einen in einem geringeren Missbrauch der Arbeitslosenversicherung durch die Unternehmen und höherem Anreiz zur Qualifizierung der Mitarbeiter. Zum anderen spiegelt sich das Entlassungsrisiko in den jeweiligen Produktionskosten wider, wenn der Arbeitgeber die Entlassungskosten direkt trägt. Sofern Überwälzungsspielräume vorhanden sind, wird dies an die Konsumenten in Form höherer Produktpreise weitergegeben (Eekhoff und Milleker 2000: 71). Dadurch können die eingangs beschriebenen negativen externen Effekte, die bei einer zeitweiligen Unterauslastung der Produktionsfaktoren für die Arbeitslosenversicherung entstehen, internalisiert werden. Diesen Vorzügen stehen allerdings zahlreiche Einwände entgegen. So entfacht eine Lohnfortzahlung für entlassene Mitarbeiter eine krisenverstärkende Wirkung im Betrieb (Eekhoff und Milleker 2000: 71).<sup>19</sup> Innovative Risikounternehmen sind davon vergleichsweise stärker betroffen, wodurch wirtschaftliches Wachstum gehemmt werden kann. Zudem ist damit zu rechnen, dass Arbeitgeber verstärkt befristete Beschäftigung nachfragen. Sofern die Risikotragung der Arbeitgeber zu höherer Beschäftigungsstabilität führt, sinken dadurch *ceteris paribus* die Wiedereinstellungschancen für Arbeitslose (Holz und Hauser 2000: 33 f.). Mit dem Kündigungsschutz existiert außerdem bereits ein Instrument, welches in dieselbe Richtung wirkt. Schließlich ist schwer zu rechtfertigen, warum die Arbeitgeber das finanzielle Arbeitslosigkeitsrisiko allein tragen sollen, obgleich die Arbeitnehmer dieses Risiko in hohem Maße mitdeterminieren (Schäfer 2006: 37).

## 2.4 Gewerkschaften als Versicherer gegen Arbeitslosigkeit

In der Literatur sind sehr vereinzelt Vorschläge zu finden, die den Gewerkschaften die alleinige Trägerschaft des Arbeitslosigkeitsrisikos zuweisen (Engelhard und Geue 1998 sowie Risch 1980). Darüber hinaus existieren zahlreiche Entwürfe, die zumindest eine Risikobeteiligung der Gewerkschaften vorsehen, indem eine gewerkschaftliche Zuschusspflicht zur Arbeitslosenversicherung vorgeschlagen wird.<sup>20</sup>

18 Für eine ausführliche Darstellung des amerikanischen Systems der Arbeitslosenversicherung und Unterschiede in den einzelnen Staaten vgl. Glismann und Schrader (2005: 109 ff.) sowie Holz und Hauser (2000: 35 ff.).

19 Hierdurch beschleunigt sich andererseits der Strukturwandel, da die bestehende Quersubventionierung zwischen Betrieben aufgegeben wird (Genosko et al. 1999).

20 Z. B. Berchem (2005: 280 f.), Berthold (2000: 86 ff.), Eekhoff und Milleker (2000: 72 ff.).

Grundsätzlich sind diese Gedanken nicht neu. So sind die Ursprünge der deutschen Arbeitslosenversicherung teilweise bei den Gewerkschaften zu finden und in einigen skandinavischen Ländern (Dänemark, Schweden) ist die Arbeitslosenversicherung heute noch in gewerkschaftlicher Verantwortung. Der Vorschlag von Risch (1980: 51) sieht vor, eine bestimmte Arbeitslosenquote und damit das Beitragsvolumen zur Arbeitslosenversicherung festzulegen. Letzteres wird von Arbeitgebern und Arbeitnehmern finanziert. Alle Überschüsse und Defizite der Arbeitslosenversicherung, die sich darüber hinaus ergeben, fließen den Gewerkschaften zu bzw. werden von ihnen ausgeglichen. Insofern tragen allein die Gewerkschaften ein Risiko. Die Reformidee von Engelhard und Geue (1998) geht insofern noch einen Schritt weiter, als den Gewerkschaften auch die Organisation der Arbeitslosenversicherung übertragen sowie die Versicherungspflicht aufgehoben wird.

Eine Risikotragung der Gewerkschaften hat den Vorteil, dass in Lohnverhandlungen auch die Kosten der Arbeitslosigkeit berücksichtigt werden. So bestünde eine direkte Rückkopplung zwischen gewerkschaftlichen Lohnforderungen und finanzieller Belastung über die Arbeitslosenversicherung für die Gewerkschaften (Berchem 2005: 280). Im Ergebnis kommt es zu einer stärker marktgeleiteten Differenzierung der Lohnstruktur und somit zu einer besseren Allokation der Ressourcen (Soltwedel 1983: 338). Allerdings bestehen auch stichhaltige Einwände gegen die hier dargestellten Reformvorschläge. Glismann und Schrader (2005: 126) merken an, dass eine Arbeitslosenversicherung mit gewerkschaftlicher Risikotragung weiterhin ein „Monopolbetrieb“ sei. Das Problem fehlenden Wettbewerbs werde damit nicht angegangen. Zudem wird befürchtet, dass eine Verantwortung der Gewerkschaften für die Arbeitslosenversicherung zu einem verlangsamten Strukturwandel führe (Berthold und Külpe 1987: 87). Demnach hätten Gewerkschaften einen Anreiz, strukturelle Veränderungen, welche zu höherer Arbeitslosigkeit führen, zu behindern. Auch würde es sich als problematisch erweisen, nicht gewerkschaftlich organisierte Arbeitnehmer in das System der Arbeitslosenversicherung zu übernehmen. So bestünde von Gewerkschaftsseite ein Anreiz, auch von diesen Arbeitnehmern eine finanzielle Gegenleistung für die Tragung des allgemeinen Arbeitslosigkeitsrisikos zu fordern. Es ist jedoch äußerst fraglich, ob ihnen dies gelingt (Risch 1980: 55). Andernfalls bräuchte es eine gesonderte Arbeitslosenversicherung für nicht organisierte Arbeitnehmer, was seinerseits zu ineffizienten Doppelungen führen würde. Letztlich wäre zu fragen, warum lediglich die Gewerkschaften das Arbeitslosigkeitsrisiko tragen sollten, obwohl Lohnvereinbarungen zwischen Arbeitnehmer- und Arbeitgebervertretern geschlossen werden. Eine verursachungsgerechte Zuweisung der Arbeitslosigkeitskosten wäre darüber hinaus nicht praktikabel (Berchem 2005: 101).

## 2.5 Kontenmodelle

Individuelle Arbeitslosigkeitskonten stellen eine vollkommene Abkehr vom Versicherungsprinzip dar (Schäfer 2003a: 56). So spart der einzelne Arbeitnehmer im Laufe seines Erwerbslebens einen Teil seines Einkommens an, auf das er dann im Falle einer Arbeitslosigkeit zurückgreifen kann. Das Risiko der Arbeitslosigkeit trägt folglich allein der Arbeitnehmer. Insofern stellen Kontenmodelle eine Form der Selbstversicherung dar (Stiglitz und Yun 2005: 2066). Konkrete Konzeptionen zu individuellen Arbeitslosigkeitskonten liefern die Arbeiten von Feldstein und Altman (1998), Orszag und Snower (1997 und 2002) sowie Stiglitz und Yun (2005).<sup>21</sup> All diese Vorschläge sehen obligatorische Sparverträge vor, wobei ein etwaiges Guthaben am Ende des Erwerbslebens zur Alterssicherung genutzt oder ausgezahlt wird. Zudem werden positive Kontoendbestände gegebenenfalls vererbt (Feldstein und Altman 1998: 2). Unterschiedlich gehen die einzelnen Konzepte mit einem negativen Kontensaldo während sowie zum Ende des Erwerbslebens um. Feldstein und Altman (1998: 2) setzen im Falle eines vorübergehend negativen Saldos den Staat als Kreditgeber ein, wobei dieser Kredit bei erneuter Erwerbstätigkeit zurückgezahlt werden muss. Negative Kontostände nach Beendigung der Erwerbskarriere werden einfach durch den Staat ausgeglichen (Feldstein und Altman 1998: 2). Auch Stiglitz und Yun (2005: 2065) lassen negative Salden zu. In ihrem Konzept werden verbleibende Defizite am Ende des Arbeitslebens allerdings mit Rentenansprüchen verrechnet, was eine staatlich garantierte Grundrente notwendig macht (Stiglitz und Yun 2005: 2063). Orszag und Snower (2002: 2) schließen negative Kontensalden gänzlich aus. Arbeitslose, deren Sparkonto erschöpft ist, erhalten lediglich eine steuerfinanzierte Grundsicherung.<sup>22</sup>

Was die Höhe der Ein- und Auszahlungen anbelangt, sieht der Vorschlag von Feldstein und Altman (1998: 10 f.) streng definierte Regelungen vor. Einbezahlt wird ein fester Anteil des Bruttoeinkommens bis zu einer am Einkommen orientierten Deckungshöchstsumme.<sup>23</sup> Eine Auszahlung ist in maximaler Dauer und Höhe durch diese Deckungshöchstsumme festgelegt. Orszag und Snower (2002: 2) dagegen schreiben lediglich Mindesteinzahlungs- sowie Maximalentnahmegrenzen vor. Dazwischen besteht ein Spielraum für individuelle Präferenzen der Konteninhaber.

21 Auch Grubel (1995) schlägt Arbeitslosensparkonten vor. Allerdings wird das Sparkonto in Grubels Vorschlag jährlich abgewickelt. Außerdem werden die Sparbeiträge nicht durch den Arbeitnehmer, sondern durch den Staat finanziert. Das Arbeitslosigkeitsrisiko trägt auch in Grubels Modell allein der Arbeitnehmer.

22 Außerdem enthält das Konzept Umverteilungselemente, indem die Sparbeiträge von Geringverdienern staatlich subventioniert, von Gutverdienern besteuert werden (Orszag und Snower 2002: 2).

23 Zusätzlich kann die Deckelung des Kontos am individuellen Arbeitslosigkeitsrisiko orientiert werden, so dass die Konten von Personen mit höherer Wahrscheinlichkeit arbeitslos zu werden ceteris paribus höhere Deckungshöchstsummen aufweisen (Feldstein und Altman 1998: 11).



Grundsätzlich kann auch der Arbeitgeber an der Finanzierung der Sparguthaben beteiligt werden (Fölster et al. 2003: 12). Feldstein und Altman (1998: 11) schlagen in diesem Zusammenhang eine Beteiligung der Arbeitgeber an der Guthabenbildung in Abhängigkeit von ihrem jeweiligen Entlassungs- und Einstellungsverhalten vor.<sup>24</sup>

Das Konzept individueller Arbeitslosigkeitskonten basiert auf dem Spargedanken und steht damit der Versicherungslösung entgegen. Ziel ist es, die Schwachstellen von Versicherungsmodellen zu beheben, wobei in erster Linie Moral Hazard auf Seiten des Arbeitnehmers angesprochen wird (Glismann und Schrader 2005: 133).<sup>25</sup> Indem der einzelne Arbeitnehmer für den Fall der Arbeitslosigkeit individuell vorsorgen muss, werden die Kosten von Arbeitslosigkeit vollständig internalisiert (Schäfer 2003b: 233). Somit besteht ceteris paribus ein größerer Anreiz zur Arbeitslosigkeitsvermeidung als im Versicherungsmodell, bei dem die Gemeinschaft der Versicherten die Kosten trägt. In diesem Zusammenhang ist das Kontenmodell einer Versicherungslösung eindeutig überlegen, solange die individuellen Sparkonten positive Salden aufweisen. Problematisch sind allerdings negative Kontostände. Werden diese gar nicht erst zugelassen und durch eine steuerfinanzierte Grundsicherung ersetzt, wie im Vorschlag von Orszag und Snower (2002), dann drohen soziale Härten v. a. zu Beginn des Erwerbslebens, wenn die Konten noch nicht gefüllt sind. Außerdem besteht bei den betroffenen Personen dieselbe Anreizproblematik wie im Versicherungsfall, da die Kosten der Arbeitslosigkeit von der Gemeinschaft der Steuerzahler finanziert werden. Anders verhält es sich, wenn die individuellen Konten beliehen werden dürfen, so wie Feldstein und Altman (1998) es vorsehen. In diesem Fall bleibt die Anreizstruktur während des Erwerbslebens grundsätzlich erhalten. Für jene Personen allerdings, deren Konten aussichtslos überzogen sind, besteht überhaupt kein gesonderter Anreiz zur Arbeitsaufnahme (Glismann und Schrader 2005: 134). Außerdem ist von entscheidender Bedeutung, wie mit negativen Kontoendsalden verfahren wird. Im Vorschlag von Feldstein und Altman werden diese einfach gelöscht bzw. vom Staat übernommen. Dies macht die Aufnahme einer Arbeit vergleichsweise weniger attraktiv, sobald die Verrentung in Reichweite kommt (Bruttel 2005: 293). Das Verrechnen negativer Kontensalden mit Rentenansprüchen (Stiglitz und Yun 2005) löst zwar die Anreizproblematik, führt allerdings seinerseits zu sozialen Problemen, wenn die Rentenauszahlung unter das Existenzminimum sinkt (Bruttel 2005: 294). Eine garantierte Grundrente,

24 Seit 2002 hat Chile als erstes und bislang einziges Land individuelle Arbeitslosigkeitskonten eingeführt (Conerly 2002 sowie Schneider et al. 2004: 43 ff.). Darin zeigt sich die praktische Relevanz dieses Reformkonzeptes. Allerdings können bisher noch keine Aussagen über die Tauglichkeit und Wirkung des Programms getroffen werden, da die Laufzeit noch zu kurz ist.

25 Als weiterer Vorteil des Kontenmodells gegenüber einer Versicherungslösung wird angeführt, dass keine Prämien kalkuliert werden müssen – ein Problem, das bei privater Arbeitslosenversicherung als wesentlich eingestuft wird (Bruttel 2005: 293 sowie Rürup 2005: 380).

welche diesem Umstand entgegenwirken soll, hat wiederum für jene Personen negative Anreizwirkungen, deren Konten entsprechend hoch beliehen sind.

Im Zusammenhang mit negativen Kontosalen zeigt sich, dass das Konzept individueller Arbeitslosigkeitskonten durch einen Zielkonflikt zwischen Anreizkompatibilität und sozialer Verträglichkeit geprägt ist. Letztere ist insofern gefährdet, als das Arbeitslosigkeitsrisiko innerhalb der Erwerbsbevölkerung nicht gleichverteilt ist, sondern in bestimmten gesellschaftlichen Gruppen besonders konzentriert auftritt (Schneider et al. 2004: 46). Um diesem Umstand verteilungspolitisch Rechnung zu tragen, müssen negative Anreizwirkungen in Kauf genommen werden, welche z. B. durch die Gewährung einer Grundrente oder die staatliche Übernahme negativer Kontensalden entstehen. Dadurch eröffnet sich allerdings ein Spielraum für arbeitnehmerseitiges Moral Hazard. Letztlich kann das Verhaltensrisiko beim Arbeitnehmer, welches durch das Kontenmodell eigentlich beseitigt werden sollte, auch in diesem Reformkonzept nicht ausgeschlossen werden.

Als zusätzliche Schwächen individueller Arbeitslosigkeitskonten können Ineffizienzen in Bezug auf gesamtwirtschaftliche Ersparnis und Matching am Arbeitsmarkt angeführt werden. Da jeder Arbeitnehmer einen gewissen Kontostand vorhalten muss, um im Arbeitslosigkeitsfall darauf zurückgreifen zu können, wird vergleichsweise viel Kapital gebunden, welches somit nicht zu Konsumzwecken genutzt werden kann (Schneider et al. 2004: 24). Im Vergleich zu einer Versicherung kommt es deshalb zu einer ineffizient hohen Ersparnisbildung (Rürup 2005: 380). Außerdem ist davon auszugehen, dass individuelle Sparkonten mit Unterdeckung einen besonders starken Anreiz zur Arbeitsaufnahme schaffen (Bruttel 2005: 293). Dieser Druck prägt das Suchverhalten davon betroffener Personen dahingehend, dass nicht eine passende, sondern die erstbeste Arbeitsstelle angenommen wird. Im Ergebnis ist das gesamtwirtschaftliche Matching am Arbeitsmarkt nicht effizient, was Produktivitätspotenziale ungenutzt lässt (Acemoglu und Shimer 2000).

## 2.6 Privatisierung der Arbeitslosenversicherung

Ein wenig verbreiteter Vorschlag zur Reform der Arbeitslosenversicherung liegt in deren Privatisierung. Als Risikoträger fungieren in diesem Konzept private Versicherungsunternehmen. Die ersten konkreten Vorschläge gehen auf Beenstock (1985 und 1986) sowie Beenstock und Brasse (1986) zurück und beinhalten ein ausformuliertes Versicherungsmodell mit risikoäquivalenten Prämien, welches in England zum Einsatz kommen soll. Hierzu stellen die Autoren ein theoretisches Prämienkalkulationsmodell (auch Blake und Beenstock 1988) auf, wobei sie sich bei der Berechnung der Prämien auf empirische Ergebnisse von Narendranathan et

al. (1985) sowie Stern (1982) stützen. Das Konzept sieht vor, dass sich Arbeitgeber und Arbeitnehmer die Prämienzahlungen teilen.<sup>26</sup> Da neben Arbeitnehmermerkmalen auch Risikofaktoren des Arbeitgebers – wie sein Entlassungsverhalten – in die Prämienkalkulation eingehen, beinhaltet der Vorschlag eine Form von experience rating. Die entscheidende Schwäche der genannten Arbeiten ist, dass auf eine Auseinandersetzung mit den Gegenargumenten zur Privatisierung der Arbeitslosenversicherung fast vollkommen verzichtet wird. Lediglich Beenstock (1986) geht kurz auf einzelne Argumente ein. Allerdings handelt es sich hierbei nicht um eine fundierte und neutrale Analyse. Dies kann schon allein daran erkannt werden, dass Beenstock die Argumente von vorneherein als „pseudo-justifications“ abtut (Beenstock 1986: 11). Eine zweite Schwachstelle ist in der konkreten Ausgestaltung des Prämienkalkulationsmodells zu finden. So basieren die mathematischen Berechnungen auf einem Versicherungsvertrag, der eine maximale Bezugsdauer unterstellt, welche abhängig vom Zeitpunkt des Schadeneintritts ist. Demnach haben Personen, die schon zu Beginn der Vertragslaufzeit arbeitslos werden, eine längere maximale Bezugsdauer als Personen, die erst später den Arbeitsplatz verlieren. Derartige Verträge sind in der Praxis allerdings nicht umsetzbar. Es kann vermutet werden, dass der Grund für diese praxisferne Vertragskonstruktion in der mathematischen Berechenbarkeit liegt.

Für ein System privater Arbeitslosenversicherung in Deutschland haben sich in den letzten Jahren wiederholt Glismann und Schrader ausgesprochen. Die beiden Autoren haben in diesem Zusammenhang eine Fülle von Arbeiten veröffentlicht (2000, 2001a, 2001b, 2001c, 2001d, 2002, 2003a, 2003b, 2003c, 2003d), welche 2005 zu einem Buch zusammengeführt wurden. Hierin wird ein Trennsystem vorgeschlagen, bei dem die Arbeitnehmer risikoäquivalente Prämien an private Versicherungsunternehmen entrichten und hierfür Versicherungsschutz für den Arbeitslosigkeitsfall erlangen. Die Arbeitgeber bezahlen eine Lohnsummensteuer in einen Arbeitslosenversicherungsfonds. Je nach individuellem Entlassungsverhalten erhalten sie Gutschriften auf ihre Arbeitslosigkeitsabgabe, welche im Extremfall die bezahlte Abgabe übersteigen kann. Durch die Ausgestaltung der Arbeitgeberbeteiligung sollen Anreize auf Unternehmensseite geschaffen werden, die die Entlassungshäufigkeit reduzieren. Da die Fondsmittel nicht zur Finanzierung der Arbeitslosengelder herangezogen werden, können sie zum Aufbau eines Konkursicherungsfonds dienen sowie zu Prämienausschüttung an Unternehmen verwendet werden, die Arbeitslose einstellen. Das von Glismann und Schrader (2005: 19 ff.) vorgestellte Modell sieht eine Grundversicherung in Höhe des Arbeitslosengelds II

26 Glismann und Schrader (2005: 137) behaupten, dass die Finanzierung beim Arbeitgeber liegt. Es bleibt jedoch unklar, wie die Autoren darauf kommen. Dennoch sehen sie gerade darin den entscheidenden Schwachpunkt des Reformvorschlags.

sowie eine Zusatzversicherung vor, welche in Bezug auf Höhe, Dauer und Verlauf der Zahlungen beliebig ausgestaltet sein kann. Der einzelne Arbeitnehmer hat dadurch die Möglichkeit, unter verschiedenen Versicherungsverträgen auszuwählen, wobei er sich aber nicht versichern muss. Auch ein Kontrahierungszwang wird von Glismann und Schrader abgelehnt.

Eine Schwachstelle in den Arbeiten von Glismann und Schrader kann in der Ausgestaltung des Prämienkalkulationsmodells gesehen werden. So basiert die Kalkulation der Prämien auf einer univariaten Modellstruktur, in die lediglich deskriptive Befunde eingehen. Dies hat den Nachteil, dass Zusammenhänge zwischen den Risikomerkmale nicht erfasst werden können (Kruse 1997: 92). Außerdem wird der stochastische Charakter des Arbeitslosigkeitsrisikos vernachlässigt, wodurch eine fundierte Beurteilung der Prognosequalität ausgeschlossen wird (Kruse 1997: 77). Des Weiteren wird lediglich die individuelle Eintrittswahrscheinlichkeit von Arbeitslosigkeit explizit in die Prämienkalkulation aufgenommen. Die zweite Komponente des Schadenprozesses – die zu erwartende individuelle Arbeitslosigkeitsdauer – wird nicht berücksichtigt. An dieser Stelle setzen Glismann und Schrader (2005: 157) Durchschnittswerte ein. Ein weiterer Schwachpunkt liegt in der Auseinandersetzung mit den Gegenargumenten einer Privatisierung der Arbeitslosenversicherung (Stegmund 2006: 364). Zwar gehen die beiden Autoren – als erste Befürworter einer privaten Arbeitslosenversicherung – ausführlich auf die einzelnen Argumente ein, doch lassen sie eine an der Versicherungspraxis orientierte Perspektive vermissen. Auch wird das Argument der „relativen Armut“, wonach gerade sozial schwache Versichertenkollektive durch risikoäquivalente Prämien überverhältnismäßig stark belastet werden, sehr pauschal abgehandelt. So vermuten die Autoren, dass die Mehrzahl der potenziellen Versicherungsnehmer tolerable Prämien zu entrichten hätten. Für jene Personen, die sich eine Versicherung nicht leisten könnten, solle der Staat im Zuge der Einkommensumverteilung eintreten (Glismann und Schrader 2005: 70).

Der Vorschlag von Schäfer (2006) bereichert die Reformdiskussion insofern, als ein konkreter zeitlicher Ablauf hin zu einer privaten Arbeitslosenversicherung vorgezeichnet wird.<sup>27</sup> Zunächst soll die Bundesagentur für Arbeit eine Risikoklassifikation vornehmen und entsprechend risikoäquivalente Prämien berechnen. Darauf aufbauend wird die staatliche Arbeitslosenversicherung individualisiert, wobei die Versicherungspflicht entfällt. Erst wenn die staatliche Versicherung mit risikoäquivalenten Prämien solide arbeitet, wird der Markt für private Anbieter freigegeben. Letztlich zieht sich der Staat aus der Arbeitslosenversicherung zurück, sobald ein ausreichendes privates Angebot existiert.

---

27 Methodisch lehnt sich Schäfer an die bereits vorgestellten Arbeiten von Glismann und Schrader an.

## 2.7 Mischsysteme

Im Zusammenhang mit der Trägerschaft des Arbeitslosigkeitsrisikos wird es meist zu Mischsystemen kommen. Sofern Selbstbehalte für den Arbeitnehmer festgelegt sind, muss der einzelne Arbeitnehmer einen Teil des Risikos selbst tragen. Mit Ausnahme der Kontenmodelle, bei denen der Arbeitnehmer ohnehin schon als Risikoträger fungiert, kann davon ausgegangen werden, dass in der Arbeitslosenversicherung stets Selbstbehalte installiert werden, um Moral Hazard von Seiten der Arbeitnehmer einzudämmen. Insofern tritt der Arbeitnehmer in jedem Fall als Risikoträger auf. Daneben gibt es die Möglichkeit, die Risikotragung zeitlich zu trennen.

Feldstein (1975) schlägt beispielsweise vor, in den ersten drei Monaten der Arbeitslosigkeit ein Darlehen zu gewähren, das nach Wiedereinstellung in Form von Lohnabzügen zurückbezahlt werden muss. Für diesen Zeitraum ist folglich der Arbeitnehmer mit der Risikotragung betraut. Zwischen dem dritten und sechsten Monat in Arbeitslosigkeit soll neben die Darlehenskomponente eine von den Arbeitgebern finanzierte Grundversicherungsleistung treten. Ab dem vierten Arbeitslosigkeitsmonat werden nur noch Versicherungsleistungen ausbezahlt, welche im Rahmen eines „experience rating“ von den Unternehmen finanziert werden. Ab diesem Zeitpunkt tragen folglich die Arbeitgeber das Risiko der Arbeitslosigkeit. Nachteil dieses Vorschlags ist, dass der Anreiz zur Arbeitsaufnahme mit steigender Arbeitslosigkeitsdauer tendenziell abnimmt (Glismann und Schrader 2001b: 45). Vor diesem Hintergrund wäre eine Darlehensfinanzierung der Arbeitslosengelder im späteren Zeitverlauf der Arbeitslosigkeit aus anreiztheoretischen Überlegungen vorzuziehen (Glismann und Schrader 2005: 137).

## 2.8 Begleitende Reformideen

Unabhängig von der Trägerschaft des Arbeitslosigkeitsrisikos gibt es einige begleitende Reformideen, die die Anreizstrukturen der Arbeitslosenversicherung betreffen und seit einigen Jahren in der Diskussion sind. Da diese Vorschläge lediglich ergänzenden Charakter haben und grundsätzlich mit allen oben dargestellten Grundkonzepten vereinbar sind, wird nur kurz darauf eingegangen. Ohne dezidiert die unterschiedlichen Modellvarianten zu beleuchten, soll auf die Lohnsubventionierung hingewiesen werden.<sup>28</sup> Außerdem werden Vorschläge angesprochen, die den Staat als Arbeitgeber für Arbeitslose einsetzen. Beide Reformideen haben letzt-

<sup>28</sup> Für einen Überblick über die unterschiedlichen Lohnsubventionierungsmodelle sei auf Blundell (2000), Dietz et al. (2006) sowie Kaltenborn (2001) verwiesen.

lich zum Ziel, Anreize zur Arbeitsaufnahme zu schaffen, und sprechen insbesondere Geringqualifizierte an.

Ein viel zitierter Vorschlag zur Subventionierung von Beschäftigung ist das Vouchermodell von Snower (1994). Dabei wird dem Arbeitslosen ein Teil seines Arbeitslosengeldes in Form von Gutscheinen ausgegeben, die als Lohnsubvention für einen neuen Arbeitgeber genutzt werden können. Damit soll die Lücke zwischen Akzeptanzlohn und Marktlohn geschlossen und die Arbeitsaufnahme sowohl für den Arbeitnehmer als auch Arbeitgeber attraktiv gemacht werden. Der Wert des Beschäftigungsgutscheins soll mit der Dauer der Arbeitslosigkeit steigen und für Arbeitgeber, die Weiterbildung garantieren, höher ausfallen (Snower 1994: 66). Die größte Schwäche von Lohnsubventionierungen liegt in der Gefahr eines Drehtüreffekts (Schneider et al. 2004: 53). So haben Unternehmen einen Anreiz, reguläre gegen subventionierte Beschäftigung zu substituieren (Glismann und Schrader 2005: 136). Außerdem besteht die Gefahr von Mitnahmeeffekten.

Um diese Problematik abzuschwächen, setzen andere Formen der Beschäftigungssubventionierung lediglich beim Arbeitnehmer an. Paqué (1995) schlägt vor, die durch eine Arbeitsaufnahme entstehenden Lohneinbußen bei Langzeitarbeitslosen in Form einer Beihilfe auszugleichen. Ähnlich ist die Lohnversicherung von Burtless und Schäfer (2002) zu sehen. Allerdings werden hier nicht nur Langzeitarbeitslose, sondern alle Arbeitslosen angesprochen. Darüber hinaus nehmen die Leistungen der Lohnversicherung mit der Dauer der Arbeitslosigkeit ab.

Eine weitere Möglichkeit, die Aufnahme einer Arbeit für Arbeitslose bzw. Langzeitarbeitslose attraktiver zu machen, besteht darin, den Staat als Arbeitgeber für diesen Personenkreis einzusetzen (Schöb 2002). Durch die Einrichtung staatlicher Beschäftigungsgesellschaften werden die Opportunitätskosten der Arbeit, in Form entgangener Freizeit, minimiert. Sofern die staatlich beschäftigten Arbeitslosen jedoch Tätigkeiten ausüben, die auch vom privaten Sektor getragen werden könnten, kommt es zu einer Verdrängung privater Beschäftigung (Snower 1995: 642).

Sowohl die Logik der Lohnsubventionierung (speziell auf Arbeitnehmerseite) als auch der staatlichen Beschäftigungsgesellschaften setzen voraus, dass es ausreichend freie Arbeitsplätze gibt, die für Arbeitslose lediglich unattraktiv sind, weil Aufwand und Ertrag einer angenommenen Arbeitsstelle nicht in annehmbarem Verhältnis stehen. Diese Grundannahme ist insofern problematisch, als Arbeitslosigkeit gerade im Bereich der Geringqualifizierten, auf die die beiden Reformvorschläge besonderen Bezug nehmen, nicht nur angebots-, sondern auch in hohem Maße nachfragegetrieben ist (skill-biased technological change). Ein Beschäftigungseffekt, der von einer arbeitnehmerseitigen Lohnsubventionierung ausgeht, ist demnach weitaus geringer als der reine Angebotseffekt (Steiner 2000: 393).

## 2.9 Folgerungen

Die in der Literatur diskutierten Reformvorschläge für die Absicherung monetärer Folgen der Arbeitslosigkeit sind ausgesprochen vielfältig. Die Beibehaltung und Anpassung des gegenwärtigen staatlichen Systems, das Kontenmodell und die Privatisierung der Arbeitslosenversicherung scheinen jeweils bedenkenswerte Reformoptionen zu sein. Wenig praktikabel erscheinen dagegen Vorschläge, bei denen allein Arbeitgeber oder Gewerkschaften das Arbeitslosigkeitsrisiko tragen. Des Weiteren kann konstatiert werden, dass sich eine private Versicherungslösung dem Kontenmodell als überlegen erweist. Dies wird umso deutlicher, wenn von den konkreten Entwürfen, die in diesem Kapitel vorgestellt wurden, abstrahiert wird. So liegt die grundlegende Motivation von Kontenmodellen in der Beseitigung (oder zumindest Beherrschung) eines Versicherungsphänomens – Moral Hazard. Wie oben bereits beschreiben, gelingt dies jedoch nicht. Darüber hinaus haben Kontenmodelle gravierende Nachteile in Bezug auf das Matching am Arbeitsmarkt und die gesamtwirtschaftliche Sparquote, welche Versicherungslösungen nicht aufweisen. Insofern vermag es das Kontenmodell nicht, eine private Versicherungslösung zu dominieren. Es wurde in diesem Kapitel bereits angedeutet, dass sich die bestehende Literatur zur Privatisierung der Arbeitslosenversicherung nicht ausreichend und nur unsystematisch mit den entsprechenden Gegenargumenten auseinandersetzt. Um diese Lücke in der Literatur zu schließen, widmet sich das folgende Kapitel einer Systematisierung und ausführlichen Diskussion der einzelnen Argumente gegen eine private Arbeitslosenversicherung.





### 3 Hindernisse auf dem Weg zu einer privaten Arbeitslosenversicherung<sup>29</sup>

Lange Jahre galt das Risiko Arbeitslosigkeit als nicht privat versicherbar und auch heute noch gibt es zahlreiche Vertreter dieser Meinung.<sup>30</sup> Für Rürup (2005: 377) sowie Berthold und Berchem (2002: 67) erscheint allein die Beobachtung, dass es bisher nirgendwo auf der Welt eine umfassende private Arbeitslosenversicherung gibt, als Indiz für die Unversicherbarkeit dieses Risikos. Zum einen jedoch entwickelt sich das Versicherungswesen ständig weiter, und zum anderen könnten die staatlichen Aktivitäten auf dem Feld der sozialen Sicherung ein privates Angebot auch verdrängen. So lässt die umfangreiche gesetzliche Arbeitslosenversicherung in Deutschland kaum Freiräume für private Anbieter (Schäfer 2006: 26 sowie Schneider et al. 2004: 26). Das gegenwärtige Fehlen einer privaten Arbeitslosenversicherung kann somit keineswegs als Argument gegen eine Privatisierung fungieren.

Tiefer greifendere Argumente in diesem Zusammenhang entspringen der Theorie des Marktversagens. Demnach sollen private Versicherungsmärkte nicht in der Lage sein, einen umfassenden Schutz bei Arbeitslosigkeit anzubieten. In jüngerer Zeit gibt es jedoch vermehrt Bemühungen, die Fachwelt vom Gegenteil zu überzeugen.<sup>31</sup> Auch hierbei könnte man es sich einfach machen und lediglich die versicherungsökonomische Literatur zitieren. So erkennt beispielsweise Karten (1972: 287), „... daß alle Risiken prinzipiell versicherbar sind.“ Sehr eindringlich beschreiben auch Borch et al. (1990: 335) das Problem der Versicherbarkeit: „... actuaries present 20 papers which together included 400 pages laying down different conditions which a risk must meet in order to be insurable. All these sets of conditions make it impossible to insure against the capture of a monster in Loch Ness, but still the insurance was written.“ Natürlich sind diese pauschalen Einsichten in der Diskussion um die Ausgestaltung der Arbeitslosenversicherung wenig hilfreich, so dass man letztlich nicht umhin kommen wird, sich dezidiert mit den Problemen einer privaten Arbeitslosenversicherung auseinanderzusetzen.

Grundsätzlich ist festzustellen, dass es nur sehr wenige Befürworter einer privaten Arbeitslosenversicherung gibt, die sich auch die Mühe machen, ausführlich auf die zahlreichen Argumente gegen eine Privatisierung einzugehen. Pury et al. (1995: 72 f.), Beenstock und Brasse (1986) sowie Beenstock (1985) befassen sich überhaupt nicht damit und auch Beenstock (1986) beschränkt sich auf eine sehr

29 Eine gekürzte Fassung dieses Kapitels findet sich in Lutz (2007).

30 Zu den prominentesten zählen Barr (1992 und 2001), Berthold (1988), Berthold und Berchem (2002 und 2004), Berthold und Külpe (1987), Eekhoff (1996), Rürup (2005), Sesselmeier et al. (2006).

31 Neben den Arbeiten von Glismann und Schrader (2005) sowie Beenstock und Brasse (1986) ist hier v. a. Schäfer (2006) zu nennen.

rudimentäre Auseinandersetzung mit dem Thema. Etwas ausführlicher, wenngleich trotzdem lückenhaft, geht der Beitrag von Buomberger (1997) auf einige Argumente ein. Glismann und Schrader (2005 und 2003c) diskutieren zwar alle relevanten Argumente sehr ausführlich, und in komprimierter Form tut dies auch Schäfer (2006 sowie 2003a); jedoch bleiben sie meist eine an der Versicherungspraxis ausgerichtete Perspektive schuldig. Ganz allgemein fällt außerdem auf, dass sich die zahlreichen Analysen zur Privatisierung der Arbeitslosenversicherung – egal ob befürwortend oder ablehnend – lediglich auf eine mehr oder weniger vollständige Aneinanderreihung der Einzelargumente beschränken, ohne auf deren theoretische Fundierung näher einzugehen.<sup>32</sup> Implizit wird jedoch meist über die Versicherungstechnik argumentiert, wodurch der Eindruck entsteht, als wäre das Arbeitslosigkeitsrisiko gerade aufgrund versicherungstechnischer Unzulänglichkeiten nicht privat versicherbar.<sup>33</sup>

In den folgenden Abschnitten wird deshalb zunächst ein Rahmen aus allgemeiner versicherungstheoretischer Sicht gespannt, um die Auseinandersetzung mit den kursierenden Argumenten versicherungswirtschaftlich zu fundieren. Anders als in bisherigen Ansätzen werden anschließend die Begründungen gegen eine Privatisierung der Arbeitslosenversicherung in eine versicherungstechnische und eine sozialpolitische Perspektive zerlegt. Hierdurch soll die in der Literatur häufig zu beobachtende Vermengung von objektiv-technischen und normativen Argumenten aufgebrochen werden. Im Ergebnis wird herausgearbeitet, welche der beiden Argumentationen tatsächlich gegen eine private Arbeitslosenversicherung spricht. Um die Realisierbarkeit einer privaten Arbeitslosenversicherung aus objektiv-technischer Sicht zu erörtern, wird explizit auf risikopolitische Instrumente und Versicherungstechnik eingegangen. Damit wird eine weitere Lücke in der ökonomischen Literatur zur Privatisierung der Arbeitslosenversicherung geschlossen.

### 3.1 Allgemeine Versicherbarkeit eines Risikos

Die Frage nach der Versicherbarkeit von Risiken kann grundsätzlich von zwei Seiten angegangen werden. Die eine ist versicherungstechnisch und an der Beschaffenheit des zu versichernden Risikos orientiert. Die andere ist entscheidungstheoretisch fundiert und argumentiert über das Zustandekommen eines Versicherungsmarktes. Es zeigt sich jedoch, dass diese beiden Sichtweisen letztendlich aufeinander auf-

32 Z. B. Engler (2004), Glismann und Schrader (2005: 59 ff.), Knappe (1995: 349 ff.) sowie Schäfer (2006: 31 f., 2003a: 43 ff. sowie 2003b: 232). Eine Ausnahme bildet die Arbeit von Schönböck (1988), die die Versicherbarkeit des Arbeitslosigkeitsrisikos erwartungsnutzentheoretisch motiviert.

33 Beispielsweise sei hier auf Barr (2001: 35 ff.), Berthold und Berchem (2004: 4 ff. sowie 2002: 59 ff.), Berthold und Külpe (1987: 77 ff.), Bruttel (2005: 292), Eekhoff (1996: 154 f.), Sachverständigenrat (2003: 393), Sesselmeier et al. (2006: 13 ff.) verwiesen.

bauen und nicht getrennt betrachtet werden können. So ist die versicherungstechnische Perspektive auf das Versicherungsangebot fokussiert. Die Entscheidungstheorie bezieht neben dem Angebot auch die Nachfrage mit ein. Danach ist ein Risiko dann versicherbar, wenn sich Angebot und Nachfrage über den Preis für Versicherungsschutz ausgleichen. Ein potenzieller Versicherungsnehmer wird dann Versicherungsschutz nachfragen, wenn die zu bezahlende Bruttoprämie ( $P$ ) kleiner ist als die Summe aus Erwartungswert seiner individuellen Schadenverteilung  $[E(S)]$  und subjektivem Risikopreis ( $r$ ). Hinter Letzterem verbirgt sich derjenige Betrag, den ein Versicherungsnehmer über den reinen Schadenerwartungswert hinaus für die Deckung seines Risikos bereit ist zu bezahlen. Ist dieser Betrag positiv, so wird dadurch eine Abneigung gegen Risiko impliziert. Insofern ist der subjektive Risikopreis ein Maß für die Risikoaversion des Versicherungsnehmers.<sup>34</sup> Es ist davon auszugehen, dass bei hoher erwarteter Schadenvolatilität auch der subjektive Risikopreis vergleichsweise hoch ausfällt (Berliner 1982: 59). Insofern steht die Streuung der Schadenverteilung in positivem Zusammenhang mit dem subjektiven Risikopreis. Eine weitere Einflussgröße auf das Ausmaß der Risikoaversion ist der individuelle Nutzen einer Versicherung  $[U(V)^5]$  im Vergleich zum individuellen Nutzen aus alternativen Verwendungsarten  $[U(A)^5]$ .<sup>35</sup> Der subjektive Risikopreis hängt somit auch von den Präferenzen für andere Güter als der Versicherung ab und kann letztlich vereinfacht als Funktion der Schadenvarianz und Nutzendifferenz interpretiert werden.

Ein Versicherer wird dann Versicherungsschutz anbieten, wenn die Bruttoprämie ( $P$ ) einer Risikogruppe mindestens die Summe aus Schadenerwartungswert  $[E(S)]$  und Kostenzuschlag ( $k$ ) dieser Risikogruppe deckt, wenn also sein Nutzen aus der Prämie größer ist als der Missnutzen aus der übernommenen Schadenverteilung (Karten 1972: 283). Neben anderen Einflussfaktoren ( $z$ )<sup>36</sup> ist der Kostenzuschlag eine Funktion der Schadenvarianz  $[Var(S)]$ , welche sich bei der Prämienkalkulation im Sicherheitszuschlag wieder findet. Ein Risiko ist demnach dann versicherbar, wenn eine Prämie existiert, die folgenden Wertebereich aufweist:<sup>37</sup>

$$E(S) + k[Var(S); z] \leq P \leq E(S) + r[Var(S); U(V)^5 - U(A)^5].$$

34 Die Differenz aus Erwartungswert der Schadenverteilung und subjektivem Risikopreis ergibt das Sicherheitsäquivalent. Dieses ist derjenige sichere Betrag, der gerade denselben Nutzen stiftet wie die unsichere Risikosituation (Karten 1972: 282).

35 Zur Vereinfachung geht die Nutzendifferenz an dieser Stelle direkt in die Risikoaversion ein. Die Beziehung zwischen Nutzen aus Versicherung und alternativer Verwendungsart kann auch als eine eigenständige Einflussgröße auf die Zahlungsbereitschaft eines Versicherungsnachfragers modelliert werden.

36 Darunter werden Zuschläge für Verwaltungs- und Abschlusskosten, Gewinn, ggf. Steuern und ggf. eine Sparprämie subsumiert. Aus Vereinfachungsgründen wird dieser Einflussfaktor im Weiteren vernachlässigt.

37 Kostenzuschlag ( $k$ ) bzw. subjektiver Risikopreis ( $r$ ) sind jeweils als Funktion der Schadenvarianz  $[Var(S)]$  sowie anderer Kostenfaktoren ( $z$ ) bzw. der subjektiven Nutzendifferenz  $[U(V)^5 - U(A)^5]$  zu interpretieren.

In den bisherigen Überlegungen wurde angenommen, dass Erwartungswert und Varianz der Schadenverteilung für Anbieter und Nachfrager identisch sind. Informationsasymmetrien und Heterogenität der Risikogruppen können jedoch zu abweichenden Vorstellungen bezüglich der Schadenverteilungen führen. So kann der Versicherungsnehmer (VN) von geringeren Werten ausgehen als das Versicherungsunternehmen (VU). Genauso kann natürlich auch der umgekehrte Fall eintreten, wenngleich dies unproblematisch in Bezug auf die Versicherbarkeit ist. Das bedeutet also, die Schadenverteilung setzt sich nicht aus objektiven Komponenten zusammen, sondern hängt von den jeweiligen subjektiven Einschätzungen ( $s$ ) der beteiligten Akteure ab (Eisen 1988: 121). Der für die Versicherbarkeit eines Risikos erforderliche Wertebereich der Prämie ist nun genauer definiert als:

$$E(S)_{VU}^s + k[Var(S)_{VU}^s] \leq P \leq E(S)_{VN}^s + r[Var(S)_{VN}^s; U(V)^s - U(A)^s].$$

Es zeigt sich an dieser Stelle, dass Risikoaversion beim Versicherungsnehmer keine notwendige Bedingung für das Zustandekommen eines Versicherungsvertrages ist.<sup>38</sup> Wenn der vom Versicherungsnehmer unterstellte Schadenerwartungswert größer ist als die Prämie, die der Versicherer mindestens verlangen muss, kann es auch bei risikoneutraler bzw. risikofreudiger Einstellung des Versicherungsnehmers zu einer Versicherung kommen. Dies steht scheinbar im Widerspruch zu den Ausführungen von Karten (1972: 282) oder Schönback (1988: 49), die die Risikoaversion als notwendig dafür ansehen, dass die Versicherungsnahme überhaupt erwogen wird. Allerdings wird in den genannten Arbeiten davon ausgegangen, dass Versicherungsnehmer und Versicherer vollständig informiert sind und somit von der gleichen (wahren) Schadenverteilung ausgehen.

Letztendlich muss noch die Budgetrestriktion berücksichtigt werden. Selbst wenn ein Versicherungsnehmer bereit ist, eine bestimmte Prämie zu entrichten, muss er dennoch die finanzielle Ausstattung ( $Y$ ) hierfür besitzen. Das heißt, die Prämie darf in keinem Fall einen Wert übersteigen, bei dessen Entrichtung der Versicherungsnehmer das Existenzminimum ( $Y_{MIN}$ ) unterschreitet (Schönback 1988: 49). Der zulässige Wertebereich der Prämie beträgt schließlich:

$$E(S)_{VU}^s + k[Var(S)_{VU}^s] \leq P \leq \min\left(Y - Y_{MIN}; \left\{ E(S)_{VN}^s + r[Var(S)_{VN}^s; U(V)^s - U(A)^s] \right\}\right).$$

Hinter der Summe  $E(S)_{VU}^s + k[Var(S)_{VU}^s]$  verbirgt sich die hypothetische Schadenverteilung einer Risikogruppe, die das Versicherungsunternehmen zur Kalkulation der Prämie für diese Risikogruppe unterstellt. Zu beachten ist jedoch, dass der

38 Wenngleich im Allgemeinen von risikoaversen Akteuren ausgegangen werden kann (Eisen und Zweifel 2003: 43).

Versicherer nicht die hypothetische, sondern die tatsächliche Schadenverteilung in Deckung nimmt. Zusammenfassend können nun folgende Faktoren identifiziert werden, die die Versicherbarkeit eines Risikos bestimmen:

- 1) Die Präferenz für eine Versicherung im Vergleich zu alternativen Verwendungsarten des verfügbaren Einkommens muss stark genug sein, damit – über die Risikoaversion – die Zahlungsbereitschaft der potenziellen Versicherungsnehmer mindestens der Prämie entspricht.
- 2) Die finanzielle Ausstattung der Versicherungsnehmer muss ausreichen, um nach Abzug der Versicherungsprämie das Existenzminimum nicht zu unterschreiten.
- 3) Die subjektiven Einschätzungen der Versicherungsnehmer bezüglich ihrer individuellen Schadenverteilungen dürfen nicht zu optimistisch sein im Vergleich zur hypothetischen Schadenverteilung der Risikogruppe, die der Versicherer unterstellt.
- 4) Die Abweichung zwischen tatsächlicher und hypothetischer Schadenverteilung des gesamten Versichertenkollektivs darf ein für den Versicherer tragbares Ausmaß nicht übersteigen.

Die erste Bedingung ist an sich nicht problematisch. Sie führt lediglich dazu, dass nicht alle Personen einen Versicherungsschutz nachfragen. Nur eine zu geringe relative Wertschätzung der Versicherung bei einem Großteil der potenziellen Versicherungsnehmer lässt einen Versicherungsmarkt scheitern. Für das Risiko Arbeitslosigkeit ist allerdings nicht davon auszugehen. Ansonsten hätte es kaum einen gesellschaftlichen Konsens gegeben, der zur Einführung einer gesetzlichen Arbeitslosenversicherung geführt hat.<sup>39</sup> Es könnte jedoch systematische Unterschiede in der Bewertung einer Arbeitslosenversicherung geben, wenn die diesbezügliche Wertschätzung negativ korreliert ist mit der risikoäquivalenten Prämie. Dann würden Personen mit hohem Arbeitslosigkeitsrisiko keine Versicherung nachfragen. Diese Situation stellt für sich genommen kein Problem für das Versicherungsgewerbe dar, muss aber im Hinblick auf gesellschaftliche Vorstellungen diskutiert werden. Dies geschieht in Abschnitt 3.3.1.

Geht man davon aus, dass das Existenzminimum eine vorgegebene Größe ist, so bezieht sich die zweite Bedingung auf das Budget eines Versicherungsnehmers in Bezug auf seine risikoäquivalente Prämie. Aus versicherungstechnischer Sicht ist auch hier lediglich der Extremfall problematisch, dass sich niemand eine Versicherung leisten kann, also überhaupt keine Nachfrage existiert. Dies ist jedoch bei einer Versicherung von Arbeitslosigkeit nicht zu befürchten. Allerdings ist eine negative

39 Die Untersuchung von Ulrich (2006) hat gezeigt, dass die Mehrheit der Deutschen ein höheres Arbeitslosengeld befürwortet. Dies kann als Indiz dafür erachtet werden, dass eine Versicherung des Arbeitslosigkeitsrisikos hohe individuelle Wertschätzung in der Gesellschaft erfährt.

Korrelation zwischen Budget und risikoäquivalenter Prämie empirisch zu beobachten (Biewen und Wilke 2005: 10 sowie 30 f.). Somit besteht die Möglichkeit, dass Personen mit hohem Arbeitslosigkeitsrisiko keine Versicherung finanzieren können. Dies ist jedoch kein versicherungstechnisches Problem, sondern eine Frage der Bewertung. Deshalb wird dieser Zusammenhang in Abschnitt 3.3.2 thematisiert.

Die dritte Bedingung ist unter den Aspekt der Informationsproblematik einzuordnen. Sofern die Versicherungsnehmer ihr individuelles Risiko systematisch unterschätzen, kann es zu einer Unversicherbarkeit kommen. Wie bei den beiden vorangegangenen Bedingungen ist dies nur dann der Fall, wenn ein Großteil des potenziellen Versichertenkollektivs betroffen ist, wenn das Risiko also kollektiv unterschätzt wird. Im Zusammenhang mit dem Arbeitslosigkeitsrisiko wird dies in der Literatur immer wieder angeführt, weshalb in Abschnitt 3.2.2.3 näher darauf eingegangen wird. Außerdem kann die Heterogenität der Risikogruppe dazu führen, dass der einzelne Versicherungsnehmer sein Risiko anders einschätzt als der Versicherer. Die Ursache hierfür liegt allerdings nicht beim Versicherungsnehmer, sondern ist in der unzureichenden Prämiendifferenzierung des Versicherers zu finden. Dieser Zusammenhang wird in Abschnitt 3.2.2.1 unter dem Stichwort „adverse Selektion“ thematisiert.

Der vierte Punkt bezieht sich auf die Gesamtschadenverteilung des Versichertenkollektivs und nicht auf Schadenverteilungen einzelner Risikogruppen, da eine Quersubventionierung zwischen unterschiedlichen Risikogruppen für den Versicherer stets möglich ist. An dieser Stelle geht es um das langfristige Überleben eines Versicherungsunternehmens. Dies ist nur dann gewährleistet, wenn die gesamten Bruttoeinnahmen die Bruttoausgaben inklusive Schadenaufwendungen decken. Von zentralem Interesse ist hierbei das versicherungstechnische Risiko, welches letztlich durch die Beschaffenheit der zu versichernden Einzelrisiken bestimmt wird. Das versicherungstechnische Risiko ist dasjenige Risiko, welches vom Versicherer zu tragen ist und über das reine Unternehmerrisiko hinausgeht. Es bezeichnet die Ungewissheit über den wahren Schadenaufwand des Versichertenkollektivs in der Zukunft (Helten und Karten 1984: 183).<sup>40</sup> Wie eingangs bereits erwähnt, wird nun deutlich, dass das Zustandekommen eines Versicherungsmarktes über den Ausgleich von Versicherungsangebot und -nachfrage auch direkt von den Eigenschaften des Risikos abhängt. In diesem Zusammenhang nennt Karten (1972: 287) fünf Anforderungen, die an ein zu versicherndes Risiko gestellt werden:<sup>41</sup>

40 Zu der Unterteilung des versicherungstechnischen Risikos in Diagnose- und Prognoserisiko sei auf Helten und Karten (1984: 186 ff.) verwiesen. Farny (2006: 83 ff.) unterscheidet zwischen Zufallsrisiko, Änderungsrisiko und Irrtumsrisiko.

41 Es wird hier auf den Kriterienkatalog von Karten (1972) eingegangen, da dieser in der Literatur sehr etabliert ist. Eine weitere, oft zitierte Unterscheidung geht auf Berliner (1982) zurück. Sehr detailliert ist die Untergliederung in Swiss Re (2005: 7 f.). Im Kern sprechen die unterschiedlichen Kataloge dieselben Kriterien für Versicherbarkeit an. Sie unterscheiden sich lediglich in der Feinheit der Untergliederung.

- Größe
- Zufälligkeit
- Eindeutigkeit
- Schätzbarkeit
- Unabhängigkeit.

Das Kriterium der Größe fordert, dass die maximal fällige Versicherungsleistung für ein Einzelrisiko nicht aus dem übrigen Kollektiv herausragen sollte, da hierdurch der Risikoausgleich gestört wird (Karten 1972: 292). Durch Begrenzung der Schadenssummen ist es jedoch möglich, ein bestehendes Risikogrößenproblem zu beseitigen. Auch bei der Versicherung von Arbeitslosigkeit ist dieses Kriterium somit nicht von Bedeutung.

Zufälligkeit verlangt, dass der Versicherungsfall ungewiss und unbeeinflussbar ist. Hier wird offensichtlich die Moral Hazard Problematik angesprochen, welche im Zusammenhang mit einer privaten Arbeitslosenversicherung starke Aufmerksamkeit erfährt und deshalb in Abschnitt 3.2.2.2 ausführlich behandelt wird.

Eindeutigkeit sollte in der Relation Schadenfall – Versicherungsleistung bestehen. Es sollte also eindeutig sein, welche Leistung bei welchem Schadenereignis vom Versicherer zu erbringen ist. Diese Forderung ist im Allgemeinen unproblematisch, da der Versicherungsvertrag dahingehend gestaltbar ist. Insofern ist der Hinweis von Sesselmeier et al. (2006: 26), dass die tatsächliche Schadenhöhe von Arbeitslosigkeit nicht monetär bewertbar ist, für die private Versicherbarkeit des Arbeitslosigkeitsrisikos belanglos (Schönbäck 1988: 49).

Schätzbarkeit verlangt, dass der Versicherer die Gesamtschadenverteilung eines Kollektivs hinreichend genau erfassen kann, um daraus den Schadenbedarf in der Zukunft ableiten zu können. Die Abweichungen zwischen Prognose und wahren Wert sollten so gering wie möglich ausfallen. Sofern aus der Varianz der hypothetischen Gesamtschadenverteilung bereits eine starke Prognoseabweichung absehbar ist (Zufallsrisiko), kann der Versicherer durch hohe Sicherheitszuschläge dennoch vergleichsweise solide kalkulieren. Problematischer sind Änderungen des Risikoursachensystems (Änderungsrisiko). Diese sind in ihrer Wirkung nicht vorhersehbar und somit für den Versicherer nicht kalkulierbar. Karten (1972: 290) sowie Helten und Karten (1984: 211) machen jedoch deutlich, dass die Versicherungspraxis die Wichtigkeit des Schätzbarkeitskriteriums bereits eingeschränkt hat. „Es werden immer wieder neue Risiken versichert, über die noch gar keine statistische Schadenerfahrung vorliegt. Der versicherungstechnische Risikoausgleich wird dadurch nicht beeinträchtigt“ (Helten und Karten 1984: 211). Dennoch wird bei der Argumentation zur Privatisierung der Arbeitslosenversicherung der Schätzbarkeit große Beachtung beigemessen, weshalb in Abschnitt 3.2.2.1 darauf eingegangen wird.

Das Kriterium der Schätzbarkeit ist eng mit dem der Unabhängigkeit verbunden. So lassen sich valide Prognosen nur dann berechnen, wenn die Einzelrisiken stochastisch unabhängig voneinander sind. In der Frage der Versicherbarkeit eines Risikos wird diese Forderung als die bedeutendste eingestuft (Karten 1972: 291), da bei abhängigen Risiken der Ausgleich im Kollektiv maßgeblich beeinflusst wird (Helten und Karten 1984: 212). Ob stochastisch abhängige Risiken versicherbar sind, hängt letztendlich vom Ausmaß der Versicherungsleistungen ab, das durch die Abhängigkeit der Einzelrisiken vom Versicherer geleistet werden muss (Karten 1972: 292) sowie von der Wirksamkeit der zur Verfügung stehenden risikopolitischen Instrumente. Im nächsten Abschnitt wird dies im Zusammenhang mit der Arbeitslosenversicherung ausführlich erörtert.

## 3.2 Versicherungstechnische Argumentation

### 3.2.1 Positive Korrelation individueller Schadenwahrscheinlichkeiten

Für die private Versicherbarkeit des Arbeitslosigkeitsrisikos ist es unerlässlich, dass die Versicherungsunternehmen effektive Risikotransformation betreiben können. Dadurch wird erreicht, dass das kollektive Risiko einer Versichertengemeinschaft (Risikogruppe) geringer ist als die Summe der Einzelrisiken. Aus den Schadendaten einer ganzen Risikogruppe lassen sich bessere Prognosen berechnen als aus den Angaben einzelner Versicherter. Der Grund dafür ist, dass sich der durchschnittliche Schaden einer Risikogruppe mit wachsender Gruppengröße einem festen Wert annähert (Swiss Re 2002: 6). Dieser Zusammenhang kann aus dem „Gesetz der großen Zahlen“ abgeleitet werden und wird auch durch das so genannte Wurzel-n-Gesetz beschrieben (Schlittgen 2003: 262):<sup>42</sup>

Sei  $S_i^A$  eine identisch verteilte Zufallsvariable, die den zufällig eintretenden Schaden aus Arbeitslosigkeit des i-ten Versicherungsnehmers umschreibt. Dann ist der Gesamtschaden des Versichertenkollektives (der Risikogruppe)  $s = \sum_i S_i^A$  der Schaden, den die Versicherung tragen muss. Der Erwartungswert des Gesamtschadens aus Arbeitslosigkeit ist definiert als  $E(S) = \sum_i E(S_i^A) = n \cdot E(S_i^A)$ . Die Standardabweichung des Gesamtschadens beträgt  $\sqrt{\text{Var}(S)} = \sqrt{\text{Var}(\sum_i S_i^A)}$  und stellt quasi das Risiko dar, dem sich das Versicherungsunternehmen ausgesetzt sieht. Nur für stochastisch unabhängige Einzelrisiken  $S_i^A$  gilt, dass  $\sqrt{\text{Var}(\sum_i S_i^A)} = \sqrt{\sum_i \text{Var}(S_i^A)} = \sqrt{n \cdot \text{Var}(S_i^A)}$ . Dieses Gesamtrisiko steigt mit zunehmender Versichertenzahl. Das durchschnittlich auf einen Versicherungsnehmer anfallende Risiko beträgt jedoch  $\frac{\sqrt{\text{Var}(S)}}{\sqrt{n}}$  und sinkt mit steigender Zahl an

<sup>42</sup> Helten und Karten (1984: 51) sprechen in diesem Zusammenhang vom Produktionsgesetz der Versicherungswirtschaft.



Versicherungsnehmern. Somit wächst das Gesamtrisiko weniger als die Summe der Einzelrisiken (Meyer 1997: 18), was auch als versicherungstechnische economies of scale bezeichnet werden kann. Sinn (1986: 563) sieht darin eine Eliminierung von Risiko.

Voraussetzung hierfür ist jedoch die stochastische Unabhängigkeit und damit Unkorreliertheit der Einzelrisiken. Die einzelnen Versicherungsnehmer müssen also unabhängig voneinander von Arbeitslosigkeit betroffen sein. Dies kann in der Realität jedoch zumindest nicht uneingeschränkt beobachtet werden. Die individuellen Risiken, arbeitslos zu werden bzw. zu bleiben, sind positiv miteinander korreliert. Das bedeutet, Arbeitslosigkeit tritt gehäuft auf. Über die Verflechtungen innerhalb und zwischen Unternehmen sowie zwischen Branchen können zum einen konjunkturelle Schwankungen als Ursache für die Verbundenheit der Arbeitslosigkeitsrisiken identifiziert werden, zum anderen zeichnen sich strukturelle Veränderungen dafür verantwortlich (Barr 2001: 36 sowie Eekhoff 1996: 221). In der Versicherungsökonomie spricht man in diesem Zusammenhang von Kumul- und Ansteckungsrisiken sowie vom Risiko schwankender Grundwahrscheinlichkeiten (Helten und Karten 1984: 212). Für eine Arbeitslosenversicherung ist der Extremfall eines Kumuls in großen Wirtschaftskrisen zu sehen (Schönböck 1988: 55). Die positive Korrelation der Arbeitslosigkeitsrisiken kann sich unterschiedlich auf eine Versicherung auswirken: Wirtschaftliche Entwicklungen können einerseits dazu führen, dass innerhalb kurzer Zeit viele Personen arbeitslos werden. Dadurch erhöht sich die Schadenzahl und somit die Schadenssumme des Versichertenkollektivs. Zweitens kann es durch strukturelle Veränderungen zu längeren Arbeitslosigkeitsdauern kommen. Hierdurch steigt zwar nicht die Schadenzahl, wohl aber die durchschnittliche Schadenhöhe, wodurch ebenfalls die Summe der versicherten Schäden zunimmt. Beide Szenarien können auch gleichzeitig eintreten. Dann steigt sowohl die Schadenzahl als auch die durchschnittliche Schadenhöhe. Ansteckung<sup>43</sup> in Bezug auf das Arbeitslosigkeitsrisiko kann sowohl intrapersonell (Arrow 1996 sowie Bender et al. 2000)<sup>44</sup> als auch interpersonell beobachtet werden.<sup>45</sup> Letzteres hat seinen Ursprung z. B. in prozyklischem Verhalten der Tarifparteien (Glismann und Schrader 2005: 67 sowie Schäfer 2003a: 44).

Dem Versicherungsgewerbe stehen heute wirkungsvolle Instrumente zur Verfügung, um das Problem der stochastisch abhängigen Arbeitslosigkeitsrisiken in den Griff zu bekommen. Zunächst sei jedoch erwähnt, dass abhängige Risiken

43 Glismann und Schrader (2005: 67) sprechen in diesem Zusammenhang von Infektionsrisiko.

44 Dies ist jedoch unproblematisch im Hinblick auf die Versicherbarkeit des Arbeitslosigkeitsrisikos.

45 Der Unterscheidung von Sesselmeier et al. (2006: 23 ff.) in inter- und intratemporale sowie inter- und intrapersonelle Abhängigkeit wird hier nicht gefolgt, da sie wenig trennscharf ist.

nicht per se unversicherbar sind. Je größer die Korrelation zwischen den versicherten Einzelrisiken, desto schwächer wirkt das oben beschriebene Gesetz der großen Zahlen. Somit sinkt das durchschnittliche Risiko pro Versicherungsnehmer mit zunehmender Versichertenzahl weniger stark (Berliner 1982: 50). Das Risiko, dem sich das Versicherungsunternehmen ausgesetzt sieht, ist bei positiv korrelierten Risiken ceteris paribus größer als bei unkorrelierten (oder negativ korrelierten) Risiken. Die Versicherbarkeit eines Risikos ist allerdings nur dann eingeschränkt, wenn die Korrelation zwischen den Risiken zu stark ausfällt bzw. gewisse Grenzen der Unabhängigkeit überschritten werden (Mugler 1980: 77; Swiss Re 2005: 7; ähnlich Barr 1992: 753). Ob die Grenzen der Unabhängigkeit in Bezug auf das Arbeitslosigkeitsrisiko überschritten sind, kann keineswegs eindeutig festgestellt werden.

Topel und Welch (1980: 356) bemessen die Korrelation des Arbeitslosigkeitsrisikos für ausgewählte amerikanische Bundesstaaten auf 50–60 Prozent und schließen daraus, dass das Arbeitslosigkeitsrisiko nicht privat versicherbar, weil zu wenig diversifizierbar, ist. Aus diesen Ergebnissen leiten zahlreiche Arbeiten<sup>46</sup> auch für Deutschland eine maximale Diversifizierbarkeit des Arbeitslosigkeitsrisikos von etwa 50 Prozent ab und gelangen zu demselben Schluss einer Nichtversicherbarkeit. Diese Schlussfolgerung ist jedoch insofern problematisch, als bei Topel und Welch (1980) nicht die wahre Korrelation zwischen den individuellen Arbeitslosigkeitsrisiken gemessen wird, sondern die durchschnittlichen Korrelationen zwischen branchenbezogenen Arbeitslosigkeitsrisiken. Diversifizierungspotenzial innerhalb von Branchen wird damit nicht erfasst.<sup>47</sup> Außerdem kann keineswegs gesagt werden, ob eine Korrelation von 50 Prozent zu hoch ist, um ein Risiko ausreichend zu diversifizieren.<sup>48</sup>

Beenstock (1986: 11) sowie Wagner und Jahn (2004: 228) sehen eine private Versicherung von Arbeitslosigkeit nur dann als unmöglich an, wenn die Risiken perfekt positiv korreliert sind.<sup>49</sup> Dieser Fall tritt am ehesten im Zuge großer Wirtschaftskrisen ein. Derartige Ereignisse sind meist gänzlich unvorhersehbar. Glismann und Schrader (2005: 68) sehen in großen Wirtschaftskrisen dennoch kein Problem für die Versicherbarkeit des Arbeitslosigkeitsrisikos und verweisen hierzu auf Versicherungstechniken, mithilfe derer auch extrem hohe Risiken versichert

46 Zu ihnen zählen unter anderem Berchem (2005: 87), Berthold und Berchem (2002: 50), Berthold und Külpe (1987: 78) sowie Hartmann (1998: 179).

47 Topel und Welch (1980: 375 f.) weisen selbst darauf hin, dass die Aggregation in Branchen die wahre Korrelation überschätzt.

48 So schreibt Schönböck (1988: 56): „Die große Zahl und Unterschiedlichkeit der Versicherten ermöglicht überdies die Bewältigung unerwartet großer sektoraler, regionaler oder sonstiger Instabilitäten des Arbeitsmarktes ...“.

49 Je stärker die Korrelation zwischen Risiken, desto weniger Risikotransformation kann ein Versicherungsunternehmen betreiben. Bei perfekt positiv korrelierten Risiken gibt es überhaupt keine Möglichkeit zur Risikotransformation. Versicherung bedeutet dann lediglich Risikotransfer (Meyer 1997: 19).

werden können. Da die beiden Autoren kaum auf die einzelnen „Techniken“ eingehen, wird sich der nächste Absatz damit genauer befassen. Weiter führen Glismann und Schrader aus, dass auch eine staatliche Versicherung bei großen Wirtschaftskrisen überfordert wäre. Hierzu ist jedoch anzumerken, dass der Staat in Krisenzeiten auf Steuermittel und die Möglichkeit der Verschuldung zurückgreifen kann und somit größere Ressourcen zur Verfügung hat als private Versicherer (Nell und Richter 2003: 334). Schließlich verweisen sie darauf, dass nicht alle Risiken zu 100 Prozent abgesichert werden müssen und sich Wirtschaftskrisen somit nicht in vollem Umfang auf die Versicherung auswirken. Dieses Argument ist allerdings wenig stichhaltig. Franchisen<sup>50</sup> können nur dann zur Milderung von Kumulschäden sinnvoll eingesetzt werden, wenn es sich um Massenschäden mit geringem Einzelschaden handelt (Hartmann 1998: 133). Liegen viele Einzelschäden unterhalb der Selbstbehaltgrenze, werden diese für den Versicherer überhaupt nicht relevant.<sup>51</sup> Dies trifft für das Arbeitslosigkeitsrisiko allerdings kaum zu, da bei einer Arbeitslosenversicherung die Vereinbarung einer absoluten Abzugsfranchise nur in sehr geringem Maße sinnvoll ist.<sup>52</sup> So muss der Versicherer im Arbeitslosigkeitsfall fast immer leisten. Insofern ist die Wirkung großer Wirtschaftsrisiken – nämlich das Auftreten massenhafter Schäden – auf das Versicherungsunternehmen unabhängig vom durchschnittlichen Deckungsgrad.

Bevor auf die einzelnen risikopolitischen Instrumente eingegangen wird, soll noch kurz die in Deutschland vorgeschriebene Spartenentrennung (§ 8 Abs. 1a Versicherungsaufsichtsgesetz) erwähnt werden. Einzelne Versicherungszweige (Lebens-, Kranken- sowie Kompositversicherung) müssen demnach vollkommen getrennt betrieben werden. Dies soll die Transparenz erhöhen und dient letztlich dem Schutz des Versicherungsnehmers. Bereits 1972 hat Karten (1972: 193 f.) gefordert, dass sich die Trennung in einzelne Sparten nicht auf den Risikoausgleich beziehen dürfe. Eine dahingehende Lockerung der Spartenentrennung würde ein erweitertes Diversifizierungspotenzial erschließen (Zweifel 1996: 262), welches zur Deckung der Abhängigkeit der Arbeitslosigkeitsrisiken genutzt werden könnte.

Neben all diesen einschränkenden Anmerkungen können zahlreiche Instrumente der modernen Versicherungstechnik aufgezeigt werden, mithilfe derer stochastisch abhängige Risiken versicherbar sind. Diese Elemente der Risikopolitik können

50 Unter diesem Begriff werden unterschiedliche Selbstbehaltsregelungen subsumiert (Helten und Karten 1984: 234 ff.).

51 Hartmann (1998: 133) führt als Beispiel die Sturmschäden von 1990 auf. Hierbei lag der durchschnittliche Einzelschaden bei 1.000 DM. Eine absolute Abzugsfranchise in Höhe von 1.000 DM hätte die Versicherungsunternehmen somit von einem Großteil der Einzelschäden befreit.

52 Eine absolute Abzugsfranchise im Fall der Arbeitslosigkeit würde bedeuten, dass erst ab einer gewissen Arbeitslosigkeitsdauer Versicherungsleistungen fällig werden (Karenzzeit). Eine relative Abzugsfranchise, welche gleichbedeutend mit einem Deckungsgrad kleiner 100 Prozent ist, wird wohl stets Bestandteil des Versicherungsvertrags sein. Der Versicherer leistet dann in jedem Schadenfall, allerdings ist die Versicherungsleistung kleiner als der entstandene (monetäre) Schaden.

auch kombiniert eingesetzt werden, wodurch der Versicherer spezifische Schwächen einzelner Instrumente gezielt ausgleichen kann:<sup>53</sup>

- Schwankungsfonds/Ausgleich über die Zeit
- Prämienanpassungen
- Kumulrelevante Risikomerkmale
- Festlegung einschränkender Versicherungsbedingungen
- Rückversicherung
- Alternativer Risikotransfer.

Versicherungsunternehmen können über gesonderte Sicherheitszuschläge<sup>54</sup> langfristige Reserven, sog. Schwankungsfonds, bilden (Hartmann 1998: 133). Durch Rückgriff auf diese Reserven können konjunkturelle Schwankungen, die das individuelle Arbeitslosigkeitsrisiko *ceteris paribus* erhöhen, abgefangen werden.<sup>55</sup> Problematisch ist die Aufbaufinanzierung eines solchen Schwankungsfonds. Hierbei hätten die ersten Versichertenkohorten die größte Last zu tragen (Mooij 2004: 8). Zusätzlich kann befürchtet werden, dass bestimmte Risikogruppen besonders stark von den Sicherheitszuschlägen betroffen wären. Dem Äquivalenzprinzip entsprechend würden Versicherungsunternehmen gerade bei jenen Versicherten besonders hohe Sicherheitszuschläge berechnen, die sehr stark von konjunkturellen Entwicklungen betroffen sind (Hartmann 1998: 180).<sup>56</sup> Hier könnten allerdings gesetzliche Regelungen eine Umlage des konjunkturellen Risikos auf alle Versicherungsnehmer vorschreiben. Auch das Auftreten unsystematischer, asymmetrischer Konjunkturzyklen kann zu Problemen bei der Steuerung und richtigen Bemessung der Schwankungsfonds führen (Eekhoff 1996: 155 sowie Hartmann 1998: 180). Selbst wenn sich konjunkturelle Schwankungen nach keinem Muster verhalten, ist ein Ausgleich über die Zeit funktionsfähig, sofern die einzelnen Konjunkturzyklen als unabhängige Zufallsereignisse interpretierbar sind. Helten und Karten (1984: 180) machen deutlich, dass ein Ausgleich über die Zeit in unstabilen Epochen schwierig, durch geschickte Transformation der Störungen jedoch dennoch möglich ist. Schließlich stellt die steigende Sockelarbeitslosigkeit, wie sie in Deutschland seit Jahren zu beobachten ist, ein Problem für die Wirksamkeit von Schwankungsfonds dar. Dem wäre nur durch eine Trendanpassung des Sicherheitszuschlags entgegenzuwirken.

---

53 Für einen Überblick vgl. folgende Tabelle 3.1.

54 Derartige Sicherheitszuschläge können aus der Varianz des Schadenerwartungswertes in Abhängigkeit konjunktureller Schwankungen berechnet werden. Sie sind sowohl für das gesamte Versichertenkollektiv als auch für einzelne Risikogruppen kalkulierbar.

55 So sieht auch Eekhoff (1996: 155) das konjunkturelle Risiko als teilweise zeitlich ausgleichbar.

56 In der Praxis ist die Anwendung des Äquivalenzprinzips zur Zurechnung des Sicherheitszuschlags auf einzelne Risikogruppen (bislang) allerdings unüblich (Farny 2006: 68).

Zusätzlich sei an dieser Stelle noch eine Bemerkung zum allgemeinen Sicherheitszuschlag als Bestandteil der Bruttoisikoprämie gemacht. Um langfristig zu überleben, müssen private Versicherungsunternehmen einen Sicherheitszuschlag auf die Nettoisikoprämie aufschlagen. Bei „richtiger“ Kalkulation bleibt dieser im Mittel übrig. Da der Sicherheitszuschlag nicht dem Versicherungsunternehmen zugerechnet werden darf (Meyer 1997: 23), könnte er zum Aufbau eines Sicherheitskapitalstocks genutzt werden (Berliner 1982: 68).

Beenstock (1986: 11) empfiehlt bei steigenden Arbeitslosenquoten die Prämien entsprechend zu erhöhen und somit das Kumulrisiko auf die aktuelle Versicherungsgemeinschaft umzulegen. Als Vergleich führt er dabei die gestiegenen Prämien für Hausratversicherungen aufgrund erhöhter Einbruchraten an. Tatsächlich sind Prämienanpassungen durch gestiegene Schadenerwartungswerte in der Versicherungswirtschaft üblich. So sind beispielsweise Prämien erhöhungen durch gestiegener Kopfschäden in der privaten Krankenversicherung durchaus zulässig (Meyer 1997: 21). Hartmann (1998: 180) merkt hierzu an, dass diese Vorgehensweise in Bezug auf eine private Arbeitslosenversicherung eine prozyklische Wirkung entfaltet. Somit würden konjunkturelle Schwankungen in ihrer Wirkung noch verstärkt. Dem ist allerdings entgegenzusetzen, dass Prämienanpassungen stets zeitverzögert durchgeführt werden. Insofern ist nicht zwingend davon auszugehen, dass allgemeine Prämien erhöhungen aufgrund einer konjunkturellen Krise prozyklisch wirken.<sup>57</sup>

Eine weitere Möglichkeit Kumulrisiken zu versichern, sehen Glismann und Schrader (2005: 68) in der Berücksichtigung kumulrelevanter Risikomerkmale bei der Prämienkalkulation. Die beiden Autoren schlagen vor, strukturelle Risiken in das individuelle Risikoprofil eines Versicherungsnehmers mit aufzunehmen. Zu denken ist hierbei insbesondere an Merkmale des Arbeitgebers, wie Branche oder Unternehmensgröße sowie regionale Gegebenheiten. Bestimmte Risikogruppen wären hierdurch stärker an der Finanzierung des Kumulrisikos beteiligt als andere. Damit die Aufnahme kumulrelevanter Risikomerkmale in die Prämienkalkulation überhaupt sinnvoll ist, muss das Kumulrisiko ausreichend prognostizierbar sein. Glismann und Schrader (2005: 25) schreiben hierzu: „Um wie viel daher die Versicherungsprämien dieser Gruppen über dem Durchschnitt liegen müssten, dürfte sich freilich erst im Prozess des „Versuchens und Irrrens“ herausstellen.“ Ein „Prozess des Versuchens und Irrrens“ kann sich nur dann iterativ dem wahren Wert annähern, wenn letzterer fest gegeben ist oder sich nach einem festen Muster entwickelt. Nur sofern dies für konjunkturelle und strukturelle Entwicklungen zutrifft, stellen kumulrelevante

57 Außerdem ist anzumerken, dass jede Form von Versicherung – auch die gesetzliche – bei steigendem Schadenbedarf die Prämien anpassen (oder die Leistungen kürzen) muss. Insofern führt eine stetig ansteigende Arbeitslosenquote auch bei der gesetzlichen Arbeitslosenversicherung zu einem steigenden Beitragssatz.

Risikomerkmale eine Möglichkeit zur Diversifizierung des Arbeitslosigkeitsrisikos dar. Änderungen im konjunkturellen und strukturellen Risiko können damit jedoch nicht gedeckt werden.

Zentrales Element einer privaten Versicherung ist die genaue Ausgestaltung des Versicherungsvertrags. Hierüber hat ein Versicherer die Möglichkeit, bestimmte Leistungsfälle auszuschließen und dadurch Risiken vorzuselektieren. Dies kann auch genutzt werden, um Kumulschäden zu minimieren. So könnte ein Versicherungsvertrag derart ausgestaltet werden, dass eine bestimmte minimale Vorbeschäftigungsdauer (z. B. 24 Monate in den letzten zwei Jahren) erfüllt sein muss, damit bei Eintritt einer Arbeitslosigkeit Anspruch auf die Versicherungsleistung besteht. Personen, die die minimale Vorbeschäftigungsdauer nicht erfüllen, würden somit nicht zum versicherten Personenkreis zählen.<sup>58</sup> Außerdem können eine maximale Bezugsdauer, Karenzzeiten sowie Obliegenheiten für Versicherungsnehmer und bestimmte Leistungsausschlüsse festgelegt werden, wodurch potenzielle Schadenfälle weiter eingegrenzt würden. Berufsanfänger, Langzeitarbeitslose sowie Personen, die in sehr kurzen Abständen mehrfach von Arbeitslosigkeit betroffen sind, wären dann z. B. nicht versichert. Wie bereits heute praktiziert, wäre hierfür eine staatliche Grundsicherung verantwortlich. Die genaue Ausgestaltung des Versicherungsvertrags kann die Wirkung stochastisch abhängiger Einzelrisiken sowie steigender Sockelarbeitslosigkeit abschwächen. Die Struktur des Problems bleibt freilich bestehen.

Ein sehr wirkungsvolles Instrument, um Kumulrisiken zu beherrschen, ist die Rückversicherung. Hierbei wird ein Erstversicherer (Zedent) für bezahlte Schäden von einem Rückversicherer (Zessionar) entschädigt und erlangt somit eigenen Versicherungsschutz für das übernommene Schadenpotenzial (Liebwein 2004: 2). Rückversicherung ist also die Versicherung der Versicherer (Swiss Re 2002: 9). Der eigentliche (primäre) Versicherungsnehmer hat keinerlei Ansprüche gegenüber dem Rückversicherer. Ein Zedent hat üblicherweise mehrere Rückversicherungspartner und auch Zessionare versichern sich ihrerseits rück (Retrozession). Auf diese Weise kommt es zu einer „Atomisierung“ des Risikos (Pfeiffer 1999: 72), wodurch auch Großrisiken wie z. B. Kumule versichert werden können. Ein weiterer Grund, warum Rückversicherung ein essenzieller Bestandteil der Kumulkontrolle ist, besteht in der Diversifizierungskapazität von Rückversicherungsunternehmen. So decken Rückversicherer unterschiedlichste Risiken von Erstversicherern auf der ganzen Welt (Swiss Re 2005: 31 f.).

---

58 Die Arbeitslosenzusatzversicherung, die 1996 von der Volksfürsorge auf den Markt gebracht wurde, setzte mit einer minimalen Vollzeit-Vorbeschäftigungsdauer beim gleichen Arbeitgeber von drei Jahren sehr restriktive Leistungsbedingungen fest, wodurch die Risiken sehr stark vorselektiert wurden (Palan 1996: 92).

Unter den verschiedenen Rückversicherungsformen (Pfeiffer 1999: 42 ff.) kommt bei der Versicherung des Arbeitslosigkeitsrisikos die nicht-proportionale Rückversicherung und hierbei speziell die Kumulschadenexzedentenrückversicherung sowie die Jahresüberschadenrückversicherung (stop loss) in Betracht. Im ersten Fall wird die Summe aller Schäden eines Schadenereignisses rückversichert, sofern der Selbstbehalt (Priorität) des Erstversicherers überschritten ist.<sup>59</sup> Von zentraler Bedeutung ist hierbei die präzise Definition des Schadenereignisses nach Ursache und zeitlichem sowie räumlichem Zusammenhang (Liebwein 2000: 162). Bei Konjunkturschwankungen als Ursache für Kumulschäden in der Arbeitslosenversicherung sollte dies durch die präzisen Aufzeichnungen der wirtschaftlichen Aktivitäten seit vielen Jahrzehnten kein Problem darstellen. Dies gilt auch für die Kumulkontrolle, die zur Identifikation von Kumulschäden und zur Festlegung von Priorität und Haftstrecke<sup>60</sup> einem Rückversicherungsvertrag vorgeschaltet ist. Bei einem Kumulschadenexzedent muss der Erstversicherer den Schaden des gesamten Versichertenkollektivs nur bis zur Priorität tragen. Was darüber hinausgeht wird vom Rückversicherer geleistet. Diese Form der Rückversicherung wird häufig in Versicherungszweigen angewendet, in denen tendenziell geringe Einzelschäden auftreten, wie z. B. in der Allgemeinen Haftpflicht- und Kraftfahrt-Haftpflichtversicherung. Im Bereich der Lebensversicherung beispielsweise bietet ein Kumulschadenexzedent Schutz für den Fall, dass mehrere Personen durch ein Unfallereignis oder eine Naturkatastrophe ums Leben kommen (Pfeiffer 1999: 57). Eine Stop Loss Rückversicherung leistet, falls in einem Versicherungszweig die jährliche Summe aller Schäden die Priorität des Zedenten übersteigt. Hierbei spielt es keine Rolle, ob kleine und mittlere Schäden gehäuft auftreten oder ob hohe Einzelschäden anfallen. Die Priorität wird meist als Anteil der Bruttobeitragseinnahmen des Zedenten festgelegt, wobei darauf zu achten ist, dass Letztgenannter keinen Gewinn aus der Rückversicherung erzielen kann. Bei Inanspruchnahme einer Rückversicherungsleistung muss der Zedent stets einen Verlust erleiden, ansonsten besteht eine große Gefahr des Moral Hazard. Nicht-proportionale Rückversicherungsprodukte sind meist sehr teuer, da das Rückversicherungsunternehmen hohe Sicherheitszuschläge kalkulieren muss. Ursächlich hierfür sind fehlende Erfahrungswerte bezüglich der Schadenverteilung, die der Rückversicherer in Deckung nimmt. Im Zusammenhang mit gehäuft auftretender Arbeitslosigkeit ist die Datenlage jedoch sehr gut. So werden Arbeitsmarktdaten bereits seit vielen Jahrzehnten erhoben. Insofern könnte eine Rückversicherung im Bereich des Arbeitslosigkeitsrisikos vergleichsweise günstig angeboten werden.

59 Hierbei wird eine Mindestzahl von Versicherungsnehmern festgelegt, die von diesem Schadenereignis betroffen sein muss. Geschieht dies nicht, so spricht man von einer Ereignisschadenexzedentenrückversicherung (Pfeiffer 1999: 55).

60 Darunter versteht man den Teil der Schadenverteilung, für den der Rückversicherer Haftung übernimmt.

Meist wird die nicht-proportionale mit einer proportionalen Rückversicherung kombiniert, so dass ein Rückversicherungsprogramm entsteht (Liebwein 2004: 23).<sup>61</sup> Der isolierte Einsatz von proportionaler Rückversicherung (v. a. die Quotenrückversicherung) bietet gegen Kumulschäden nur insofern Schutz, als der Zessionar an jedem Einzelschaden mitbeteiligt ist. Somit wird die Wirkung eines Kumuls für den Zedenten abgeschwächt, die versicherungstechnische Problematik bleibt jedoch bestehen (Liebwein 2004: 14). Bei einer Rückversicherung des Arbeitslosigkeitsrisikos bezieht sich die Priorität sinnvollerweise auf die Schadenssumme innerhalb eines definierten Zeitraums und wird entweder als Betrag oder als Anteil der Bruttobeitragseinnahmen des Zedenten festgelegt. Dann ist das Risiko unvorhersehbarer, gehäuft auftretender Arbeitslosigkeit vom Rückversicherer zu tragen. Darüber hinaus kann in Erwägung gezogen werden, den Staat als eine Art „Rückversicherer in letzter Instanz“ einzusetzen. Bei der Versicherung von Terrorrisiken geschieht dies in Deutschland bereits heute schon (Nell und Richter 2003: 331 ff.).

Seit etwa Anfang der 1990er Jahre wird neben der traditionellen Rückversicherung auch Risikotransfer außerhalb des Versicherungsmarktes betrieben. Bei diesen – unter dem Begriff „Alternativer Risikotransfer“ subsumierten – Instrumenten<sup>62</sup> wird der Kapitalmarkt als Risikoträger genutzt. Mit einem rund hundertmal größeren täglichen Handelsvolumen können die weltweiten Kapitalmärkte im Vergleich zum Versicherungsmarkt bedeutend mehr Risiken und v. a. bisher nicht versicherbare Risiken absorbieren (Huber 2001: 12). Gegenwärtig wird alternativer Risikotransfer v. a. genutzt, um Naturkatastrophen zu versichern. Bei der Rückversicherung des Arbeitslosigkeitsrisikos kann der Einsatz von Kapitalmärkten als Risikoträger (unerwartet) gehäuft auftretende Arbeitslosigkeit aufgrund wirtschaftlicher Schwankungen gegenfinanzieren. Bronars (1985) kann mit amerikanischen Daten von 1956–82 zeigen, dass die Ausgaben der Arbeitslosenversicherung positiv korreliert sind mit den Renditen am Aktienmarkt. Durch Hedging des durchschnittlichen Arbeitslosigkeitsrisikos mit einem antizyklisch korrelierten Finanzmarktinstrument könnte auch das Kumulrisiko Arbeitslosigkeit versichert werden. Dies bestätigt auch die Arbeit von Haley (1990). Hier wird gezeigt, dass durch Hedging mit US T-Bill Futures die Varianz einer notwendigen Reserve für eine Arbeitslosenversicherung halbiert werden kann (Haley 1990: 75). Dadurch wird die Versicherung von Arbeitslosigkeit auch im Konjunkturverlauf möglich. Sofern die zur Absicherung von Arbeitslosigkeit notwendige Kapitalmenge hin-

61 Bei der proportionalen Rückversicherung wird das Risiko pro versicherungstechnischer Einheit zwischen Zedent und Zessionar nach einem festen Prozentsatz aufgeteilt. Dies gilt sowohl für Prämien als auch für Schäden (Pfeiffer 1999: 42).

62 Für einen ausführlichen Überblick über die verschiedenen Instrumente des alternativen Risikotransfers vgl. Liebwein (2000: 365 ff.) und Swiss Re (2003, 1999).



reichend groß ist, könnte es zu einer Rückkopplung zwischen Kapital- und Versicherungsmarkt kommen (Hartmann 1998: 179), was die Funktionsfähigkeit eines alternativen Risikotransfers beeinträchtigen würde. Aufgrund der umfangreichen Diversifizierungsmöglichkeiten auf den weltweiten Kapitalmärkten und der nationalen Begrenzung einer Arbeitslosenversicherung ist davon jedoch nicht auszugehen. Tabelle 3.1 gibt noch einmal einen komprimierten Überblick über die thematisierten risikopolitischen Instrumente.

Tabelle 3.1: Risikopolitische Instrumente im Überblick

Instrument	(hauptsächlich) Träger des Kumulrisikos	Besonderheiten
Schwankungsfonds	Versicherungsunternehmen	Aufbaufinanzierung, unsystematische/asymmetrische Schocks sind nicht gedeckt
Prämienanpassung	aktuelle Versicherten-gemeinschaft	evtl. prozyklische Wirkung
Kumulrelevante Risikomerkmale	einzelne Risikogruppen	unsystematische/asymmetrische Schocks sind nicht gedeckt (teilweise) verursachungsgerechte Zuordnung der Kumulkosten
Einschränkende Versicherungsbedingungen	Versicherungsunternehmen	Kumulrisiko bleibt für die Versicherungsunternehmen in seiner Struktur bestehen
Rückversicherung	Rückversicherer	lange Tradition und damit zahlreiche zur Verfügung stehende Produkte
Alternativer Risikotransfer	Kapitalmarkt	großes Potenzial, aber vergleichsweise neues Instrument evtl. Rückkopplung zwischen Kapital- und Versicherungsmärkten

Quelle: Eigene Darstellung.

Als Zwischenfazit lässt sich festhalten, dass dem Versicherungsgewerbe heute ein umfassendes Instrumentarium zu Verfügung steht, unter dessen Einsatz auch stochastisch abhängige Einzelrisiken, wie Arbeitslosigkeit, versichert werden können. Der kombinierte Einsatz von Rückversicherung und alternativem Risikotransfer kann hierbei eine entscheidende Rolle übernehmen. Die Weiterentwicklungen in der Versicherungstechnik, die in den letzten Jahren auch die Versicherung gegen Naturkatastrophen ermöglicht haben, lassen kaum Zweifel daran, dass auch das Kumulrisiko von Arbeitslosigkeit versichert werden kann.<sup>63</sup> Lediglich große Wirt-

63 Auch Chiu und Karni (1998: 819) bestätigen, dass das Kumulrisiko von Arbeitslosigkeit einer privaten Versicherung nicht im Wege steht. Eine staatliche Arbeitslosenversicherung würde, den beiden Autoren zufolge, eher zu Ineffizienzen führen, da Kumulrisiken hierbei über das Steuersystem gedeckt werden.

schaftskrisen stellen ein echtes Problem für eine private Arbeitslosenversicherung dar. Dies gilt allerdings für den gesamten privaten Finanzsektor einer Volkswirtschaft. Private Lebens- und Krankenversicherer wären mit großen Wirtschaftskrisen ähnlich überfordert wie eine Arbeitslosenversicherung.

### 3.2.2 Probleme unvollständiger Information

*3.2.2.1 Unvollständige Information über individuelle Schadenwahrscheinlichkeiten*  
Versicherungsunternehmen können nur dann langfristig ihr Überleben sichern, wenn die hypothetische Schadenverteilung des gesamten Versichertenkollektivs nicht zu stark von der tatsächlichen Schadenverteilung abweicht. Letztere ergibt sich immer erst im Nachhinein und ist zum Zeitpunkt der Prämienkalkulation niemals bekannt. Für kaum einen Schadenfall gibt es längere Zeitreihen und bessere Statistiken als für Arbeitslosigkeit. Insofern ist die Gesamtschadenverteilung für Arbeitslosigkeit sehr gut prognostizierbar und es ist davon auszugehen, dass die Abweichung zwischen einer hypothetischen und tatsächlichen Gesamtschadenverteilung vergleichsweise gering ausfällt. Vor diesem Hintergrund scheinen die folgenden Ausführungen von Berthold und Berchem (2002: 60) wenig stichhaltig: „Sowohl die Wahrscheinlichkeitsverteilung des Eintritts der Arbeitslosigkeit als auch die zu erwartende Höhe des resultierenden Schadens muß als nicht hinlänglich bekannt erachtet werden. Für potenzielle private Versicherer sind die Arbeitslosigkeitsrisiken daher kaum kalkulierbar, und sie würden ein solch unkalkulierbares Risiko nur bei derart exorbitant hohen Prämien eingehen wollen, dass für einen Großteil der Arbeitnehmer eine Versicherung nicht möglich oder nicht rational wäre.“ An diesem Zitat lässt sich unter anderem die weit verbreitete Vermengung von versicherungstechnischer und normativer Perspektive demonstrieren. Wie bereits erwähnt, stellt der Umstand, dass sich einige Personen keinen Versicherungsschutz leisten können, kein versicherungstechnisches Problem dar, sondern ist unter Verteilungs- und Teilhabegesichtspunkten zu bewerten. Das Argument, dass die individuellen Arbeitslosigkeitsrisiken nicht hinreichend bekannt seien, bezieht sich demnach auf etwas vollkommen anderes als auf die grundsätzliche Schätzbarkeit der Gesamtschadenverteilung. Es geht vielmehr um die Anwendung des individuellen Äquivalenzprinzips und damit um die verursachungsgerechte Zurechnung des Erwartungsschadens des gesamten Kollektivs auf die einzelnen Versicherungsnehmer (Farny 2006: 67).

Damit Versicherungsunternehmen risikoäquivalente Prämien berechnen können, benötigen sie hinreichend genaue Informationen über Schadenerwartungswerte unterschiedlicher Risikogruppen. Die Ausdifferenzierung des Versichertenkollektivs in einzelne Risikogruppen ist dann ausreichend genau, wenn der einzelne Versiche-

rungsnehmer seine individuelle Risikoposition innerhalb seiner Risikogruppe nicht mehr einschätzen kann (Glismann und Schrader 2005: 65). Er darf also keinen „spürbaren“ Informationsvorsprung vor seinem Versicherer haben. Der von zahlreichen Autoren geäußerte Zweifel an der Funktionsfähigkeit einer privaten Arbeitslosenversicherung kann in diesem Zusammenhang nur bedeuten, dass es Versicherungen nicht gelingt, die Prämien ausreichend genau zu differenzieren. Die Tatsache, dass sowohl Schadeneintritt als auch Schadenhöhe unsicher sind, ist dagegen kein Argument gegen eine private Versicherung. Wie Glismann und Schrader (2005: 69) richtig bemerken, ist Unsicherheit gerade die Voraussetzung für eine Versicherung.

Ist ein Versicherungsunternehmen nicht in der Lage, die Risiken ausreichend zu differenzieren, dann kann der einzelne Versicherungsnehmer die relative Höhe seines Schadenerwartungswerts innerhalb seiner Risikogruppe einordnen. Ein gutes Risiko – also ein Versicherungsnehmer mit relativ geringem Schadenerwartungswert – weiß dann, dass es ein gutes Risiko ist. Die für seine Risikogruppe kalkulierte Durchschnittsprämie erscheint ihm zu hoch und es wird sich deshalb entscheiden, keinen Versicherungsvertrag abzuschließen bzw. seinen bestehenden Vertrag zu kündigen. Übrig bleiben die schlechten Risiken. Um weiterhin den Schadenerwartungswert dieser Risikogruppe durch die Prämienzahlungen zu decken, muss das Versicherungsunternehmen die Prämie nun erhöhen. Unter den verbliebenen schlechten Risiken können erneut weniger schlechte und sehr schlechte differenziert werden. Wieder ist die kalkulierte Durchschnittsprämie für die weniger schlechten Risiken zu hoch. Sie werden die Versicherung verlassen, worauf das Versicherungsunternehmen abermals gezwungen ist, die Prämie nach oben anzupassen. Dieser Prozess setzt sich so lange fort, bis letztlich nur die schlechtesten Risiken bei der Versicherung verbleiben. Dieses von Akerlof (1970) erstmals aufgezeigte Phänomen wird als *adverse Selektion* bezeichnet und hat seinen Ursprung in einer asymmetrischen Informationsverteilung zwischen Versicherungsnehmer und Versicherungsunternehmen. Es hat zur Folge, dass letztlich nur die schlechtesten Risiken einen umfassenden Versicherungsschutz erhalten, zu dementsprechend hohen Prämien.

Zahlreiche empirische Arbeiten haben gezeigt, dass das Arbeitslosigkeitseintritts- und -verbleibsrisiko hinreichend genau erfasst werden kann.<sup>64</sup> In erster Linie spielen dabei soziodemografische Variablen eine entscheidende Rolle. Es gelingt jedoch niemals, alle relevanten Risikomerkmale zu berücksichtigen, weshalb sich die einzelnen Versicherungsnehmer auch innerhalb einer Risikogruppe in ihrer Risikostruktur stets unterscheiden. Um die Inhomogenitäten innerhalb

64 Arulampalam und Stewart (1995), Bender et al. (2000), Biewen und Wilke (2005), Fieldhouse (1996), Hujer und Schneider (1996), Licht und Steiner (1991), Narendranathan und Stewart (1993), Uhlendorf (2004), um nur einige zu nennen.

einer Risikogruppe zu mildern, betreiben Versicherer sekundäre Prämiendifferenzierung (Erfahrungstarifizierung).<sup>65</sup> Im Gegensatz zur primären Prämiendifferenzierung orientiert sich diese an den tatsächlich verursachten Schäden. Dies kann sowohl im Nachhinein in Form von Beitragsrückerstattungen geschehen, als auch innerhalb der Prämienkalkulation im Vorhinein. Die im letzteren Fall zum Einsatz kommenden mathematischen Methoden werden durch die so genannte Credibility-Theorie beschrieben. Die Grundformel des Credibility-Rating hat die Form  $NRP_j = c(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n s_{ji}) + (1-c)NRP_k$ , wobei  $NRP_j$  die Nettorisikoprämie des j-ten Versicherungsnehmers bezeichnet,  $s_{ji}$  die Versicherungsleistungen für den j-ten Versicherungsnehmer im Jahr i darstellt und  $NRP_k$  die Nettorisikoprämie des Versicherten(teil)kollektivs beschreibt. Der Beobachtungszeitraum ist durch n gegeben. Je größer c (Credibility-Faktor), umso mehr Glaubwürdigkeit wird dem individuellen Schadenverlauf beigemessen (Schaaflhausen 1989: 14). Die grundlegende Annahme ist, dass die vergangene Schadenentwicklung einer Person Informationen über zukünftig zu erwartende Schäden beinhaltet, welche mit den nicht berücksichtigten Risikomerkmale korrelieren. Nimmt man also die vergangenen Schäden in die Prämienkalkulation mit auf, so greift man damit jene Risikomerkmale ab, die nicht direkt erfasst werden können (Cahuzac 1998: 232). Im Falle von Arbeitslosigkeit ist hierbei z. B. an die Motivation und Einsatzbereitschaft einer Person zu denken. Der Einwand von Berthold und Berchem (2004: 7), dass eine Kategorisierung der Risiken an der Unbeobachtbarkeit dieser Merkmale scheitert, ist insofern zu relativieren.

Betrachtet man die Ergebnisse einiger empirischer Arbeiten über den Einfluss früherer auf zukünftige Arbeitslosigkeit, so könnte es an dieser Stelle leicht zu Missverständnissen kommen. So zeigen z. B. Heckman und Borjas (1980), dass es keinerlei kausalen Zusammenhang zwischen Anzahl oder Dauer früherer Arbeitslosigkeitsepisoden und zukünftiger Arbeitslosigkeit gibt. Für die Prämienkalkulation einer Versicherung sind jedoch lediglich statistische Korrelationen von Bedeutung. Ob sich dahinter kausale Zusammenhänge verbergen, ist weitestgehend unerheblich. Dass eine Korrelation zwischen früherer und zukünftiger Arbeitslosigkeit besteht, konnten indes zahlreiche Untersuchungen belegen.<sup>66</sup>

Neben einer aktiven Prämiendifferenzierung seitens des Versicherers kommt es auch durch die individuelle Vertragswahl der Versicherungsnehmer (z. B. Höhe des Deckungsgrades) zu einer Selektion der Risiken (Selbstselektion).<sup>67</sup> Hierdurch

65 Dionne und Lasserre (1985) können zeigen, dass durch Erfahrungstarifizierung dem Problem der adversen Selektion begegnet werden kann und eine effiziente Versicherungslösung zustande kommt.

66 Vgl. z. B. Arrow (1996), Corak (1993), Elias und Steiner (1998), Steiner (1990).

67 Chiu und Karni (1998: 819) weisen auf die Bedeutung der Vertragswahl und damit der Selbstselektion hin. Aufgrund privater Informationen auf Seiten des Arbeitnehmers bezüglich individueller Freizeitpräferenzen kann es ansonsten zur Unversicherbarkeit des Arbeitslosigkeitsrisikos kommen.

offenbart der einzelne Versicherungsnehmer teilweise seine Risikoposition, was der Versicherer zur Risikodifferenzierung nutzen kann (Hartmann 1998: 150 ff.). In diesem Zusammenhang konnten Rothschild und Stiglitz (1976) modelltheoretisch zeigen, dass unter bestimmten Voraussetzungen<sup>68</sup> selbst dann ein Versicherungsschutz für gute Risiken möglich ist, wenn asymmetrische Information vorliegt und Versicherungsunternehmen keinerlei Möglichkeiten haben, diese abzumildern. Selbstselektion führt dazu, dass gute Risiken Teildeckung nachfragen, schlechte Risiken dagegen tendenziell höheren Deckungsschutz präferieren. Barr (1992: 752) weist allerdings darauf hin, dass dieses separierende Gleichgewicht nicht effizient ist, da es guten Risiken nicht ermöglicht, volle Deckung zu erhalten.

Insgesamt zeigt sich, dass das Argument einer mangelnden Quantifizierbarkeit des Arbeitslosigkeitsrisikos nicht überzeugend ist.<sup>69</sup> Zum einen besteht die Möglichkeit, individuelle Schadenerwartungswerte aus Arbeitslosigkeit hinreichend genau zu schätzen, zum anderen stehen den Versicherern durch Erfahrungstarifizierung und vielfältige Vertragsgestaltung Mittel zur Verfügung, um Risiken ausreichend zu differenzieren.

### 3.2.2.2 *Moral Hazard*

Unter dem Begriff Moral Hazard versteht man das Nachlassen der Sorgfalt bei der Schadenverhütung bzw. das mutwillige Herbeiführen eines Schadenfalles allein aufgrund eines bestehenden Versicherungsschutzes. Ist ein Schaden bereits eingetreten, so bezeichnet ex post Moral Hazard ein Verhalten, das nicht auf Schadenminimierung, sondern auf individuelle Nutzenmaximierung ausgerichtet ist. Moral Hazard entsteht dann, wenn der Versicherer das Verhalten des Versicherten sowie anderer schadenbeeinflussender Akteure nicht ausreichend kontrollieren bzw. sanktionieren kann (Stiglitz 1983: 5). Da eine vollständige Kontrolle jedoch niemals gelingt, ist Moral Hazard ein Problem, welches grundsätzlich bei jeder Versicherungsform besteht. Je schwieriger die Kontrolle und Sanktionierung für den Versicherer, desto schwerer wiegt die Moral Hazard Problematik. In erster Linie bei neuen Versicherungsprodukten, bei denen es keine Erfahrungswerte gibt, kann das moralische Risiko schwerwiegende Folgen für den Versicherer haben (Mugler 1980: 77). So kann die Schadenverteilung durch Moral Hazard stark beeinflusst werden (Arrow 1971: 142), wobei die genaue Wirkung zum Zeitpunkt der Prämienkalkulation nicht abzusehen ist. Insofern kann es zu großen Abweichungen zwischen hypothetischer und tatsächlicher Schadenverteilung kommen, was

68 Dies betrifft die Zusammensetzung des Versichertenkollektives. Gibt es relativ wenige gute Risiken, so kommt es zu einem trennenden Gleichgewicht, bei dem die schlechten Risiken Vollversicherung und die guten Risiken Teilversicherung erhalten (Rothschild und Stiglitz 1976: 637).

69 Dies bestätigt selbst Berthold (1988: 364) als Kritiker einer privaten Arbeitslosenversicherung.

letztlich das Überleben des Versicherers gefährdet. Eine private Arbeitslosenversicherung stellt insofern keine echte Produktinnovation dar, als bereits seit Langem eine staatliche Versicherung existiert, die auch mit dem Problem des Moral Hazard zu kämpfen hat. Somit sind in heutigen Schadendaten bereits die Wirkungen des Verhaltensrisikos teilweise enthalten.

Besonders problematisch ist der Umstand, dass das individuelle Verhaltensrisiko mit zunehmender Prämie ebenfalls wächst (Farny 2006: 34). Demnach kommt es zu einer Aufwärtsspirale zwischen moralischem Risiko und Prämie, was letztlich zur Unversicherbarkeit führt (Helten und Karten 1984: 135). So ist davon auszugehen, dass der einzelne Versicherungsnehmer sein individuelles Verhaltensrisiko besser einschätzen kann als der Versicherer und dass Moral Hazard *ceteris paribus* zu einer ungünstigeren Schadenverteilung und damit zu höheren Prämien führt. Unterscheidet man das Versichertenkollektiv vereinfachend in Personen, die Moral Hazard „betreiben“ und solche, die dies nicht tun, so erhalten im Endeffekt nur jene Personen einen Versicherungsschutz, die Moral Hazard „betreiben“. Alle übrigen Personen verlassen die Versicherung, da ihnen die kalkulierte Prämie zu hoch erscheint. Insofern kann moralisches Risiko den bereits beschriebenen Prozess der *adversen Selektion* einleiten. Kann der Versicherer das Verhaltensrisiko nicht hinreichend ausschließen, so ist das entsprechende Risiko nicht versicherbar (Faure 1995: 456).

Ein Charakteristikum der Arbeitslosenversicherung ist, dass zahlreiche Akteure identifiziert werden können, die potenziell einem Verhaltensrisiko unterliegen. Die Literatur unterscheidet hierbei folgende *Hasardeure*:<sup>70</sup>

- Versicherungsnehmer
- Arbeitgeber
- Gewerkschaften
- Versicherungsunternehmen
- politische Entscheidungsträger.

Auf Seiten des Versicherungsnehmers kann die Versicherung des Arbeitslosigkeitsrisikos zu einer Verhaltensänderung dahingehend führen, dass der Schadenfall häufiger eintritt (Grubel 1995: 6 f.). Gründe hierfür können z. B. in nachlassen-

---

70 Moral Hazard ist grundsätzlich zu trennen von negativen externen Effekten. Letztere bezeichnen die nicht kompensierten Kosten einer Aktivität für Dritte (Barr 2001: 15) und stehen im Gegensatz zum moralischen Risiko nicht in systematischem Zusammenhang mit Versicherung. Externe Effekte verstärken sich auch nicht durch – von ihnen ausgelöst – Prämien erhöhungen. Lediglich neu auftretende externe Effekte, die nicht bereits in den zur Kalkulation verwendeten Daten enthalten sind, sind problematisch, da sie zu einer Änderung des Risikoursachensystems führen (Farny 2006: 90 f.). Dies ist allerdings ein globales Problem, das jeder Form von Versicherung stets droht (z. B. durch Klimawandel, zunehmende Verkehrsdichte, verstärkte soziale Konflikte, technischer Fortschritt, veränderte Gesetzgebung). Auch die Arbeitslosenversicherung bildet hier keine Ausnahme, sondern unterliegt ebenfalls einem ständigen Änderungsrisiko. Da es sich hierbei jedoch nicht um eine Besonderheit des Risikos Arbeitslosigkeit handelt, werden externe Effekte im Folgenden nicht explizit thematisiert. Entgegen dem allgemeinen Vorgehen in der Literatur wird allerdings auf die Trennung zwischen Moral Hazard und externen Effekten besonders geachtet.

dem Arbeitseifer liegen. Außerdem kann sich Moral Hazard dadurch äußern, dass ein bereits eingetretener Schaden höher ausfällt. Dieses ex post moralische Risiko kann bei arbeitslosen Versicherungsnehmern in Form von mangelnder Mobilität, unterlassener Aus- und Weiterbildung sowie höherer Forderungen gegenüber dem Arbeitgeber (Berthold und Berchem 2004: 8) auftreten, was letztlich zu längeren Arbeitslosigkeitsdauern führt. Ob diese versicherungsinduzierten Verhaltensänderungen beim Versicherungsnehmer tatsächlich in großem Maßstab zu beobachten sind, ist allerdings fraglich.<sup>71</sup> So umfasst der Schaden aus Arbeitslosigkeit eben nicht nur das entgangene Arbeitnehmerentgelt, sondern auch psychische Kosten, die durch eine empfundene gesellschaftliche und soziale Ausgrenzung entstehen (Sesselmeier et al. 2006: 26). Diese außervertraglichen Hemmnisse führen dazu, dass der tatsächliche Schaden durch eine Arbeitslosenversicherung niemals zu 100 Prozent gedeckt ist. Darüber hinaus wird ein Versicherer auch den monetären Schaden nicht vollständig in Deckung nehmen, sondern Verträge mit unterschiedlichen Deckungsgraden anbieten. Durch die Wahl eines bestimmten Vertrags gibt der Versicherungsnehmer außerdem wichtige Informationen über sein potenzielles Verhaltensrisiko preis, die vom Versicherer zur Risikoselektion genutzt werden können. Ganz allgemein stellt die Deckungsabgrenzung via Franchisen und zeitlicher Leistungsbegrenzung für den Versicherer ein starkes Instrument zur Eindämmung von Moral Hazard seitens des Versicherungsnehmers dar.

Ein Versicherungsvertrag kann natürlich auch im Zeitverlauf sinkende Versicherungsleistungen festlegen, was in theoretischen Arbeiten bereits als sinnvoll herausgearbeitet wurde (Hopenhayn und Nicolini 1997 sowie Shavell und Weiss 1979) und unter anderem auch vom Sachverständigenrat (2003: 397 f.) gefordert wird. Zusätzlich hat der Versicherer die Möglichkeit, bestimmte Obliegenheiten im Versicherungsvertrag festzulegen, die den Versicherungsnehmer zu einem schadenvermeidenden sowie -minimierenden Verhalten verpflichten. Über Prämienvergünstigungen kann er auch Anreize für ein erwünschtes Verhalten setzen (Grubel 1995: 10). So könnte beispielsweise die Teilnahme an Fort- und Weiterbildungsmaßnahmen prämienwirksam gefördert werden oder Versicherungsnehmer dazu verpflichtet werden, im Arbeitslosigkeitsfall an bestimmten Maßnahmen, wie z. B. Bewerbungstrainings, teilzunehmen. Letztlich können auch Bonus-Malus-Systeme im Zuge einer Erfahrungstarifizierung das moralische Risiko eindämmen

71 Es existieren zahlreiche mikroökonomische Arbeiten, die das moralische Risiko in der deutschen Arbeitslosenversicherung untersucht haben (Glismann und Schrader 2005: 14 ff. und 211 ff. sowie Schäfer 2003a: 29 ff.). Im Zentrum steht hierbei jeweils der Zusammenhang zwischen Lohnersatzrate bzw. maximaler Bezugsdauer und Höhe sowie Dauer der Arbeitslosigkeit. Bewertet man diese Studien in ihrer Summe, so zeigt sich v. a. ein Zusammenhang zwischen maximaler Bezugsdauer und Dauer der Arbeitslosigkeit (Sachverständigenrat 2003: 395 sowie Schäfer 2003a: 33 f.). Glismann und Schrader (2005: 17) sehen generell einen eher schwachen Zusammenhang zwischen Arbeitslosenunterstützung und Dauer bzw. Höhe der Arbeitslosigkeit.

(Hartmann 1998: 171). Dies zeigt sich anhand des Systems der Schadenfreiheitsklassen in der Kfz-Versicherung. Ganz ähnlich könnte auch eine private Arbeitslosenversicherung den vergangenen Schadenverlauf in der Prämienkalkulation berücksichtigen und hierdurch Moral Hazard von Seiten des Versicherungsnehmers reduzieren. Dies wird im Übrigen auch durch theoretische Arbeiten zum optimalen Versicherungsvertrag in der Arbeitslosenversicherung gestützt (Hopenhayn und Nicolini 1997).<sup>72</sup>

Der Einsatz risikopolitischer Instrumente mindert die Gefahr des arbeitnehmerseitigen Moral Hazard v. a. zu Beginn und in der Mitte des Erwerbslebens. In diesem Zeitraum wirken die bestrafenden Anreize, welche beispielsweise durch Erfahrungstarifizierung induziert werden, vergleichsweise stark. Sie werden jedoch zunehmend unwirksam, je näher der Versicherungsnehmer seiner Verrentung kommt. Schließlich besteht im letzten Versicherungsjahr ein extremer Anreiz, Leistungen der Arbeitslosenversicherung als gleitenden Übergang in den Ruhestand zu nutzen, denn Sanktionen, z. B. in Form höherer Prämien bei Wiedereintritt ins Erwerbsleben, hat der Versicherungsnehmer nicht mehr zu befürchten.<sup>73</sup> Diese, auf das Ende des Erwerbslebens beschränkte Ausprägung des moralischen Risikos ist für eine private Versicherung nur schwer beherrschbar. Eine Möglichkeit, diese Problematik auszuschließen, ist die Begrenzung der Vertragslaufzeit. Ist der (abschlagsfreie) Renteneintritt ab dem 65. Lebensjahr möglich, dann sollte die Laufzeit des Versicherungsvertrags z. B. auf das 64. Lebensjahr beschränkt werden.<sup>74</sup> Für das letzte Erwerbsjahr besteht dann allerdings kein Versicherungsschutz. Das Setzen belohnender Anreize, z. B. in Form von Beitragsrückerstattungen, ermöglicht eine Abmilderung des moralischen Risikos beim Übergang vom Erwerbsleben in den Ruhestand ohne den Versicherungsschutz einzuschränken.

Wie auch Glismann und Schrader (2005: 61) sowie Berthold (1988: 362) in ihren Analysen herausarbeiten, stellt Moral Hazard beim Versicherungsnehmer grundsätzlich kein Problem für die private Versicherbarkeit des Arbeitslosigkeitsrisikos dar. Einzig der Übergang vom Erwerbsleben in den Ruhestand erweist sich in diesem Zusammenhang als problematisch. Ansonsten ist davon auszugehen, dass der private Sektor – viel eher als der Staat – in der Lage ist, dem arbeitnehmerseitigen moralischen Risiko entgegenzuwirken (Berthold und Külp 1987: 39 sowie Schäfer 2006: 25) und damit letztlich die Wohlfahrt zu erhöhen (Grubel 1995: 10).

72 Schäfer (2003a: 47) weist allerdings darauf hin, dass durch eine Erfahrungstarifizierung der Anspruchslohn eines Arbeitslosen steigt.

73 Dieses Anreizmuster hat sich in Deutschland bereits im Zusammenhang mit der Frühverrentung deutlich gezeigt (Arnds und Bonin 2002).

74 In der Berufsunfähigkeitsversicherung beispielsweise zeigt sich dieses Muster dahingehend, als eine Vertragslaufzeit bis zum Renteneintrittszeitpunkt mit hohen Prämienzuschlägen belegt wird.



Nach der vorherrschenden Meinung in der Literatur betreiben Arbeitgeber Moral Hazard, indem sie ihr Entlassungsverhalten anpassen.<sup>75</sup> Demnach führt die Existenz einer Arbeitslosenversicherung dazu, dass Unternehmen schneller temporäre Entlassungen vornehmen (Mooij 2004: 9), weil sie die anfallenden Entlassungskosten auf die Arbeitslosenversicherung abschieben können (Berthold 1988: 362). Für die USA der 70er Jahre beispielsweise hat Feldstein (1978) ermittelt, dass etwa 75 Prozent aller Entlassungen in der verarbeitenden Industrie temporärer Natur sind, die freigesetzten Arbeitnehmer also zu einem späteren Zeitpunkt wieder bei demselben Arbeitgeber beschäftigt werden. Somit ist es nicht verwunderlich, dass in den Vereinigten Staaten das System des „experience rating“ Anwendung findet, wonach der Arbeitgeber entsprechend seines individuellen Entlassungsverhaltens an der Finanzierung der Arbeitslosenversicherung beteiligt ist. Grundsätzlich stellt sich jedoch die Frage, ob Arbeitgeber eher temporäre Entlassungen vornehmen, allein weil eine Arbeitslosenversicherung existiert. Nur dann kann von arbeitgeberseitigem Moral Hazard gesprochen werden. Andernfalls liegen lediglich negative externe Effekte vor, wie sie im privaten Versicherungsbereich immer wieder zu beobachten sind.

Die Arbeitsnachfrage der Unternehmen orientiert sich an einem rationalen Kalkül. Mitarbeiter werden nur dann entlassen, wenn dies für den Arbeitgeber rational im Sinne der Gewinnmaximierung ist. In einer Phase der Unterauslastung gibt es Mitarbeiter, für die die Lohnkosten den Beitrag zur Produktivität übersteigen. Dies stellt quasi die Kosten einer Weiterbeschäftigung dar. Die Kosten einer temporären Entlassung liegen in einer motivations- und produktivitätsmindernden Wirkung auf alle Mitarbeiter, in der erneuten Personalsuche und -auswahl, dem Risiko einer späteren Stellenfehlbesetzung sowie im Abgang allgemeinen und v. a. firmenspezifischen Humankapitals (Holz und Hauser 2000: 16). In erster Linie bei mittelständischen Betrieben kann zusätzlich eine ausgeprägte soziale Verantwortung gegenüber den Mitarbeitern bestehen, die sich ebenfalls in den Kosten einer temporären Entlassung niederschlagen. Das (temporäre) Entlassungsverhalten des Arbeitgebers wird sich daran orientieren, ob die Kosten einer Weiterbeschäftigung oder einer temporären Entlassung überwiegen. Eine Arbeitslosenversicherung trägt nun dazu bei, dass die Kosten der Entlassung gesenkt werden. Man kann quasi von einer impliziten Vereinbarung zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer ausgehen (Berthold und Külpe 1987: 46), wonach in einer Phase der Unterauslastung Mitarbeiter in der Arbeitslosenversicherung lediglich „geparkt“ werden.<sup>76</sup> Es ist allerdings zu berücksichtigen, dass insbesondere gering qualifizierte Mitarbeiter aus speziellen Branchen

75 Z. B. Berthold und Berchem (2004: 8), Glismann und Schrader (2005: 62), Sachverständigenrat (2003: 393), Sesselmeier et al. (2006: 19).

76 Ähnliche Strukturen zeigten sich bislang in der Praxis der Frühverrentung in Deutschland (Arnds und Bonin 2002: 10).

von temporären Entlassungen betroffen sind (Mavromaras und Rudolph 1995: 178), für die die oben genannten Entlassungskosten vergleichsweise gering ausfallen. Für dieses Arbeitnehmersegment scheint eine effektive Senkung der Entlassungskosten durch eine Arbeitslosenversicherung somit fraglich. Folglich kann hierbei auch nicht eindeutig von Moral Hazard gesprochen werden. Mit anderen Worten: Denjenigen Arbeitnehmern, die hauptsächlich von temporären Entlassungen betroffen sind, wird sowohl mit als auch ohne Arbeitslosenversicherung gekündigt.

Allerdings werden die Entlassungskosten, die durch die soziale Verantwortung des Arbeitgebers gegenüber seinen Mitarbeitern entstehen, durch eine Arbeitslosenversicherung merklich reduziert. So weiß der Arbeitgeber seinen Mitarbeiter für die Dauer der temporären Entlassung gut versorgt. Der Arbeitgeber unterliegt lediglich an dieser Stelle einem Verhaltensrisiko. Jedoch müssten jene Arbeitnehmer, die von temporären Entlassungen betroffen sind, in einem System privater Arbeitslosenversicherung Prämien erhöhungen erleiden, da sich die Prämienkalkulation am vergangenen Schadenverlauf orientieren würde. Diesen Umstand müsste der Arbeitgeber dann in sein Entlassungskalkül mit aufnehmen. Seine soziale Verantwortung gegenüber seinem Mitarbeiter würde dann eher zur Weiterbeschäftigung führen und damit die Einführung von Jahresarbeitszeitkonten, eine langfristig orientierte Personalpolitik sowie den Einsatz von Zeitarbeit und befristeter Beschäftigung begünstigen. Ein System privater Arbeitslosenversicherung, welches risikoäquivalente Prämien beim Arbeitnehmer veranschlagt, reduziert folglich arbeitgeberseitiges Moral Hazard.

Hinter dem in der Literatur beschriebenen Moral Hazard beim Arbeitgeber verbirgt sich zu einem Großteil ein Mitnahmeeffekt, der von arbeitsmarktpolitischen Instrumenten, wie z. B. Einstellungszuschüsse für Geringqualifizierte, noch verstärkt wird (Holz und Hauser 2000: 18). Es ist zu bezweifeln, dass arbeitgeberseitiges Moral Hazard in einer privaten Arbeitslosenversicherung tatsächlich in hinreichend großem Umfang zu beobachten sein wird (Holz und Hauser 2000: 16).<sup>77</sup> Die Erwartung, wieder im alten Betrieb beschäftigt zu werden, beeinflusst wohl vielmehr das Suchverhalten der Arbeitslosen (Holz und Hauser 2000: 17) und ist insofern eher als Moral Hazard von Seiten des Versicherungsnehmers zu interpretieren. Eine verursachungsgerechte Beteiligung der Arbeitgeber an der Finanzierung der Arbeitslosenversicherung ist aus versicherungstechnischer Sicht folglich nicht notwendig. Natürlich würde ein „experience rating“ dennoch die Entlassungskosten erhöhen und damit die Anzahl temporärer Entlassungen reduzieren. Außerdem würde dadurch die bestehende Quersubventionierung zwischen einzelnen Wirtschaftszweigen (Genosko

77 Schneider et al. (2004: 66 f.) verweisen hierzu auf den in Deutschland existierenden Kündigungsschutz, der temporären Entlassungen entgegensteht.

et al. 1999) aufgelöst und somit der strukturelle Wandel beschleunigt (Berthold und Berchem 2002: 63). Allerdings kann eine, am Entlassungsverhalten ausgerichtete, arbeitgeberseitige Finanzierung der Arbeitslosenversicherung auch Wachstumshemmnisse beinhalten, da kleine und innovative Risikounternehmen dabei stärker belastet werden. Es ist weiterhin anzunehmen, dass eine gestiegene Beschäftigungsstabilität zu Lasten der Arbeitslosen geht, für die die Wiedereinstellungsmöglichkeiten geringer werden (Holz und Hauser 2000: 33 f.). Es gäbe dann zwar eine geringe Anzahl von Eintritt in Arbeitslosigkeit, die durchschnittliche Dauer einer Arbeitslosigkeitsepisode würde jedoch steigen (Holz und Hauser 2000: 58 f.). Letztlich muss offen bleiben, ob eine Beteiligung der Unternehmen an der Finanzierung der Arbeitslosenversicherung sinnvoll ist. Aus versicherungstechnischer Sicht scheint sie zumindest nicht notwendig. Hinzu kommt, dass Arbeitgebermerkmale, wie Branche und Unternehmensgröße, als Risikomerkmale in die Prämienkalkulation aufgenommen werden können. Dann müsste allerdings der Versicherungsnehmer zum Teil für das arbeitgeberspezifische Entlassungsverhalten aufkommen.

Auch Gewerkschaften können die Kosten ihrer Tarifpolitik über eine Arbeitslosenversicherung zum Teil externalisieren. Die Durchsetzung hoher Lohnforderungen beispielsweise erhöht *ceteris paribus* das Arbeitslosigkeitsrisiko (Eekhoff und Milleker 2000: 37 f.). Die Folgen daraus werden über die Arbeitslosenversicherung und nicht von den Tarifparteien finanziert. Bereits 1980 forderte Risch deshalb eine Beteiligung der Gewerkschaften an der Finanzierung der Arbeitslosenversicherung (Risch 1980).<sup>78</sup> Ebenso wie bei dem vorgenannten Moral Hazard stellt sich jedoch die Frage, ob allein die Existenz einer Arbeitslosenversicherung zu einem veränderten Verhalten führt, ob die Gewerkschaften also eine aggressivere Lohnpolitik verfolgen, nur weil es eine Versicherung gegen die monetären Folgen von Arbeitslosigkeit gibt. Theoretische Gewerkschaftsmodelle, in denen die Gewerkschaft den Nutzen ihrer Mitglieder maximiert, kommen genau zu diesem Ergebnis (Oswald 1982: 586). Hierbei wird allerdings die Ausgestaltung der Arbeitslosenversicherung vernachlässigt (Berthold und Kulp 1987: 64 f.). So würde eine private Versicherung mit risikoäquivalenten Beiträgen, die von den Arbeitnehmern zu entrichten sind, Druck auf eine weniger aggressive Lohnpolitik erzeugen. Gewerkschaftlich organisierte Arbeitnehmer hätten einen Anreiz auf Tarifabschlüsse hinzuwirken, die das durchschnittliche Arbeitslosigkeitsrisiko nicht erhöhen (Berthold 1988: 363). Insofern ist ein ausgeprägtes Verhaltensrisiko auf Seiten der Gewerkschaften nicht zu befürchten.<sup>79</sup>

78 Dies wird in neuerer Zeit z. B. auch von Berchem (2005: 280 f.) sowie Berthold (2001: 14) befürwortet.

79 Berthold und Kulp (1987: 65) führen hierzu an: „Finanzieren allein die Arbeitnehmer die Leistungen der Arbeitslosenversicherung, wird sich die Lohnpolitik der Gewerkschaften auch bei Existenz einer Arbeitslosenversicherung nicht von der Politik unterscheiden, die sie betreibt, wenn eine materielle Absicherung bei Arbeitslosigkeit über eine Versicherungsinstitution nicht vorhanden ist.“

Moral Hazard durch die Versicherungsunternehmen thematisieren Glismann und Schrader (2005: 62). Ausgangspunkt ihrer Argumentation ist ein mangelnder Wettbewerb auf Versicherungsmärkten. Demnach schränken ein staatlich kontrollierter Zugang zum Markt für Arbeitslosenversicherung, Regulierungen bei der Prämienkalkulation sowie Gewinnbeschränkungen den Wettbewerb stark ein. Dies führt letztlich zu überhöhten Preisen für Versicherung. Schadenhöhe und -häufigkeit sind nach Glismann und Schrader jedoch nicht davon betroffen. Dem ist entgegenzuhalten, dass Versicherer auf einem stark regulierten Markt aufgrund der Monopolgewinne weniger Anreize haben, das moralische Risiko zu kontrollieren bzw. zu sanktionieren (Faure 1995: 456). In der Folge steigt das Verhaltensrisiko des Versicherungsnehmers, was letztlich zu höheren und häufigeren Schäden führt. Ausgangspunkt für überhöhte Preise und zu geringe Bekämpfung von Moral Hazard ist allerdings nicht die Existenz einer Versicherung, sondern allzu weit reichende staatliche Eingriffe.

Dies leitet direkt über zu Moral Hazard auf Seiten politischer Entscheidungsträger. Erlässt die Politik Gesetze, die das durchschnittliche Arbeitslosigkeitsrisiko *ceteris paribus* erhöhen oder den Versicherungsmarkt einschränken, so wird dies in der Literatur oftmals als rechtlich-institutionelles Moral Hazard bezeichnet (Berthold und Berchem 2004: 10 sowie Sesselmeier et al. 2006: 19). Auch hier kann jedoch in Frage gestellt werden, ob ein Verhaltensrisiko vorliegt. So sind politische Entscheidungen mit negativer Beschäftigungswirkung wohl nicht in erster Linie auf die Existenz einer Arbeitslosenversicherung zurückzuführen (Berthold und Berchem 2004: 10). Es ist allerdings zu befürchten, dass politische Entscheidungen mit Einfluss auf das durchschnittliche Arbeitslosigkeitsrisiko dahingehend weniger sorgfältig abgewogen werden, wenn privaten Versicherungsunternehmen die Finanzierung obliegt. Dies würde dann sehr wohl ein moralisches Risiko darstellen. Berthold und Berchem (2004: 10) sehen deshalb im rechtlich-institutionellen Moral Hazard das größte Hindernis für eine private Arbeitslosenversicherung, was auch durch die theoretische Arbeit von Boadway und Marceau (1994) gestützt wird. Dem sind allerdings drei Einwände entgegenzuhalten. Zum einen wird die Politik auch in einem privaten Versicherungssystem in hohem Maße an Arbeitslosenzahlen gemessen (Hartmann 1998: 169). Für politische Entscheidungsträger besteht also in jedem Fall ein großer Anreiz, eine Politik zu betreiben, die das durchschnittliche Arbeitslosigkeitsrisiko nicht erhöht. Zum anderen besitzt das Versicherungsgewerbe bereits heute eine starke Lobby, die durch eine Privatisierung der Arbeitslosenversicherung noch mehr an Einfluss gewinnen würde. Es ist somit davon auszugehen, dass Versicherungsunternehmen ihre Interessen zu vertreten wissen und somit auf eine Politik hinwirken können, die das Risiko der Arbeitslosigkeit zumindest nicht erhöht. Als dritter Einwand kann vorgebracht werden, dass sich rechtlich-instituti-

onelles Moral Hazard wohl kaum durch Prämien erhöhungen verstärkt. Insofern ist diese Form des Verhaltensrisikos in seiner Wirkung gleichzusetzen mit negativen externen Effekten, die lediglich zu einmaligen Prämienanpassungen führen. Diese wären dann von den Versicherungsnehmern zu tragen (Meyer 1997: 21). Die grundsätzliche Versicherbarkeit ist davon nicht betroffen.

Zusammenfassend lässt sich Folgendes festhalten: Moral Hazard stellt kein Ausschlusskriterium für eine private Arbeitslosenversicherung dar. Das Verhaltensrisiko beim Versicherungsnehmer, welches allgemein als am gefährlichsten eingestuft wird (Berliner 1982: 100), kann bei einer Arbeitslosenversicherung als geringfügig eingeschätzt werden.<sup>80</sup> Bisherige Erkenntnisse zur privaten Arbeitslosenzusatzversicherung bestätigen dies (Cebulla 2003: 149 f.). Außerdem haben private Versicherer zahlreiche Instrumente zur Hand, die versicherungsnehmerseitiges Moral Hazard minimieren. Für den Übergang von der Erwerbs- in die Ruhestandsphase gilt dies allerdings nur eingeschränkt. Es ist zu befürchten, dass ein System privater Arbeitslosenversicherung an dieser Stelle eine Lücke im Versicherungsschutz aufweist. Moralisches Risiko bei Dritten ist am ehesten bei politischen Entscheidungsträgern zu befürchten. Allerdings ist auch hierdurch die grundsätzliche Versicherbarkeit nicht gefährdet.

### 3.2.2.3 *Versicherungsnehmerseitige Unterschätzung des individuellen Arbeitslosigkeitsrisikos*

Zahlreiche Autoren führen an, dass das individuelle Risiko von Arbeitslosigkeit kollektiv unterschätzt würde (Neubauer und Bäcker 2003: 237; Rürup 1990: 185 f.) und dies v. a. für schlechte Risiken zuträfe (Berthold und Berchem 2002: 66 und 2004: 7; Hartmann 1998: 173). Bis heute gibt es allerdings keine empirische Evidenz für diese Behauptungen. Zwar können die Arbeiten von Tversky und Kahneman (stellvertretend Tversky und Kahneman 1982) aufzeigen, dass individuelle Entscheidungen unter Unsicherheit mit Fehlern behaftet sind und individuelle Risiken insofern falsch eingeschätzt werden. Jedoch bedeutet dies keineswegs automatisch eine Unterschätzung (Slovic 1987: 281). Als gesichert gilt dies lediglich für Risiken mit geringer Schadenfrequenz und hohem maximalen Schaden wie beispielsweise Katastrophenrisiken (Kunreuther 1976; Slovic et al. 1977; Tversky und Kahneman 1973).

Bisher gibt es keine empirischen Arbeiten, die das subjektive Arbeitslosigkeitsrisiko in Form von Wahrscheinlichkeiten erfragen.<sup>81</sup> Insofern ist ein Vergleich mit dem

80 Diese Ansicht wird unter anderem von Berthold (1988: 362) sowie Glismann und Schrader (2005: 61) geteilt.

81 Übliche Fragen sind stattdessen: "Do you worry about the security of your present work?" (Yes/No) (Böckerman 2004: 289); "In the future how great a risk do you think there is that you will become unemployed?" (no risk/quite a low risk/quite a high risk/a very high risk) (Ferrera 1993: 23); „Wie wahrscheinlich ist es innerhalb der nächsten zwei Jahre, dass Sie Ihren Arbeitsplatz verlieren?“ (ganz sicher/wahrscheinlich/eher unwahrscheinlich/ganz sicher nicht) (Schramm 1992: 60).

objektiven Risiko nur sehr vage möglich (Schramm 1992: 59). Hinzu kommt, dass die Arbeitslosenquote als Bestandsgröße keineswegs mit dem Risiko des Arbeitsplatzverlustes, das eine Flussgröße darstellt, gleich zu setzen ist (Franz 2003: 353). Aufgrund der großen Zahl von Arbeitslosen im Arbeitslosenbestand liegt die Arbeitslosenquote für gewöhnlich weit über der Zuflussquote. Allerdings kann nur Letztere als durchschnittliches Arbeitslosigkeitsrisiko im Versicherungskontext interpretiert werden. Insofern ist beispielsweise die Arbeit von Böckerman (2004) nicht gut geeignet, um Aussagen über das Verhältnis von subjektivem zu objektivem Arbeitslosigkeitsrisiko zu treffen. Hier wird für das Jahr 1998 die Angst vor Arbeitsplatzverlust in der Kodierung Ja/Nein der standardisierten Arbeitslosenquote gegenübergestellt (Böckerman 2004: 289). So äußern 36 Prozent der befragten Deutschen eine Angst vor dem Verlust des Arbeitsplatzes. Eine Arbeitslosenquote von 11,2 Prozent kann dazu jedoch in keinerlei Beziehung gesetzt werden. Auch die Untersuchung von Ferrera (1993: 23) liefert keine Anzeichen für eine kollektive Unterschätzung des Arbeitslosigkeitsrisikos.<sup>82</sup> Es lässt sich lediglich daraus entnehmen, dass etwa 16 Prozent aller befragten Deutschen einer zukünftigen Arbeitslosigkeit ein hohes bis sehr hohes Risiko beimessen. Außerdem liefert die Studie leichte Anhaltspunkte dafür, dass schlechte Risiken ihr subjektives Risiko höher einschätzen als gute Risiken. Ob sie ihr individuelles Risiko jedoch „richtig“ bemessen, kann nicht festgestellt werden. Das Gleiche gilt für die Auswertungen von Schramm (1992: 60 ff.). Demnach geben 6,8 Prozent der im SOEP 1984–1987 Befragten an, dass sie einen Arbeitsplatzverlust für wahrscheinlich oder sicher halten. Der entsprechende Anteil unter den an- und ungelernten Arbeitern liegt mit 8,1 Prozent deutlich höher.

Der heutige Stand der empirischen Forschung liefert also weder Anhaltspunkte für eine kollektive Unterschätzung des Arbeitslosigkeitsrisikos, noch für eine Unterschätzung speziell bei schlechten Risiken. Wenn überhaupt, dann sind vereinzelte Studien zu nennen, die eine korrekte Einschätzung oder sogar leichte kollektive Überschätzung vermuten lassen (Cebulla 2003: 143 sowie Cebulla et al. 2000: 23 f.). Diese Ergebnisse stehen keineswegs im Widerspruch zu den Erkenntnissen, die Weinstein (1980) als „unrealistic optimism“ bezeichnet. Für negative Ereignisse wie Arbeitsplatzverlust (Weinstein 1980: 810) schätzen Personen demnach ihr individuelles Risiko geringer ein als das von ihnen angenommene Durchschnittsrisiko. Da in Weinsteins Untersuchung jedoch sowohl das individuelle als auch das durchschnittliche Risiko der subjektiven Einschätzung des Befragten unterliegt, können daraus keine Schlüsse auf die Beziehung zwischen subjektivem und objektivem Risiko gezogen werden.

<sup>82</sup> Insofern ist es verwunderlich, dass gerade Berthold und Berchem (2002: 66 und 2004: 7) sowie Hartmann (1998: 172 f.) darauf verweisen.

### 3.3 Sozialpolitische Argumentation

Die vorangegangenen Abschnitte haben die verschiedenen versicherungstechnischen Hemmnisse für die Privatisierung der Arbeitslosenversicherung ausführlich behandelt. Es wurde deutlich, dass diese heute keine Ausschlusskriterien mehr darstellen und somit aus versicherungstechnischer Sicht eine Privatisierung grundsätzlich möglich ist. Die folgenden zwei Unterkapitel behandeln die sozialpolitischen Argumente gegen eine Privatisierung. Diese werden damit, entgegen der bisherigen Vorgehensweise in der Literatur, strikt getrennt von der Versicherungstechnik thematisiert. Ausgangspunkt der sozialpolitischen Sichtweise ist die Befürchtung, dass Hochrisikogruppen und damit sozial schlechter gestellte Personen faktisch keinen privaten Versicherungsschutz nachweisen können. Entweder wertschätzen sie diesen nicht ausreichend und fragen somit keine Versicherung nach oder sie können sich keinen Versicherungsschutz leisten. Da es sich hierbei um unterschiedliche Ursachen für das Nichtzustandekommen eines Versicherungsvertrages handelt, werden diese in den beiden folgenden Abschnitten getrennt betrachtet. Letztlich werden dadurch zwei Seiten derselben Medaille angesprochen, weshalb sich einzelne Argumente teilweise sehr ähneln können.

#### 3.3.1 Geringe Wertschätzung einer Arbeitslosenversicherung bei hohem Arbeitslosigkeitsrisiko

Diesem Argument liegt implizit die Beobachtung zugrunde, dass eine risikoäquivalente Prämie zur Arbeitslosenversicherung negativ korreliert ist mit dem verfügbaren Einkommen des Versicherungsnehmers. Außerdem ist zu berücksichtigen, dass die Grundsicherung eine absolute Einkommensuntergrenze darstellt, die gerade für Geringverdiener eine echte Rückfallposition bildet. Somit schätzen Bezieher von geringen Einkommen, welche überwiegend schlechte Risiken darstellen, ihren Nutzen aus der Versicherung ihres Einkommens gegen Arbeitslosigkeit vergleichsweise gering ein. Im Ergebnis werden diese Personen also keine Versicherung nachfragen (Schönbäck 1988: 55). Dieses rationale Desinteresse an der Absicherung der monetären Folgen von Arbeitslosigkeit ist insofern problematisch, als es negative externe Effekte für die Gemeinschaft der Steuerzahler generiert. So kann eine erhöhte Inanspruchnahme der steuerfinanzierten Grundsicherung nur über ein größeres Steueraufkommen finanziert werden.<sup>83</sup> Falls dies gesellschaftlich nicht er-

83 Eine derartige Ausgestaltung der Arbeitslosenversicherung kann als Mischsystem aus staatlicher und privater Versicherung interpretiert werden. An Stelle einer steuerfinanzierten Grundsicherung könnte auch eine obligatorische, einkommensunabhängige Grundversicherung stehen, die staatlich organisiert ist und lediglich eine Mindestabsicherung gewährleistet. Eine darüber hinausgehende Absicherung des Lebensstandards bliebe der privaten Initiative überlassen (Buomberger 1997).

wünscht ist (Eckhoff und Milleker 2000: 23), kann entweder die Grundsicherung anreizkompatibel umgestaltet werden<sup>84</sup> oder ein Versicherungszwang eingeführt werden. Ersteres dürfte die Problematik zwar abschwächen, aber nicht systematisch beheben. Eine Zwangsnachfrage nach Versicherung engt die Handlungsfreiheit der Akteure stark ein und ist insofern nur schwerlich kompatibel mit einem privaten Versicherungssystem (Glismann und Schrader 2005: 74).<sup>85</sup> Trittbrettfahren kann einen derartigen Eingriff jedoch grundsätzlich rechtfertigen (Petersen 1989: 62). Es muss an dieser Stelle offen bleiben, welche der genannten Optionen – (i) Akzeptanz der Grundsicherung als Substitut für eine private Arbeitslosenversicherung, (ii) anreizkompatible Umgestaltung der Grundsicherung oder (iii) Einführung eines Versicherungszwangs – realisiert werden sollte. Dies obliegt in erster Linie gesellschaftlichen Wertvorstellungen.

### 3.3.2 Hohe finanzielle Belastung bei hohem Arbeitslosigkeitsrisiko

Ausgangspunkt dieser Argumentation ist ebenfalls der Umstand, dass risiko-äquivalente Prämie und Budget negativ korreliert sind. Aufgrund eines relativ schlechten Qualifikationsniveaus erzielen Personen mit hohem Arbeitslosigkeitsrisiko systematisch geringere Einkommen. Nach Abzug eines fixen Existenzminimums verbleibt für diese Personen nur ein geringer bis kein Spielraum zur Finanzierung einer risiko-äquivalenten Prämie in der Arbeitslosenversicherung (Walker et al. 1995: 47).<sup>86</sup> Problematisch ist dieser Punkt grundsätzlich nur dann, wenn es eine Gesellschaft als wünschenswert erachtet, jede Risikogruppe gegen Arbeitslosigkeit zu versichern. Ansonsten bekämen – wie in der Privatversicherung üblich – eben nur jene Personen Versicherungsschutz, die sich dies auch leisten können. Für den Rest der Gesellschaft wäre dann die Grundsicherung die Sicherungsinstanz.

An dieser Stelle mag es hilfreich sein, sich die eigentlichen Kernaufgaben einer Arbeitslosenversicherung vor Augen zu führen. Zum einen hat sie das Ziel, das

84 Glismann und Schrader (2005: 52 ff.) geben einen Überblick über unterschiedliche Ausgestaltungsformen der Grundsicherung, welche anreizkompatibel mit einer privaten Arbeitslosenversicherung sind. Einige grundsätzliche Gestaltungsoptionen nennen Berthold und Berchem (2002: 102 ff.): Absenkung des allgemeinen Sicherungsniveaus der Grundsicherung, temporäre Senkung der Transferentzugsrate, temporäre Lohnsubventionierung, Verbesserung der Betreuung und Kontrolle durch Dezentralisierung der Ausgestaltungs Kompetenzen.

85 Die Kfz-Haftpflichtversicherung ist an dieser Stelle kein adäquates Beispiel. Dort wird der Versicherungszwang mit dem Schutz des geschädigten Dritten begründet (Farny 2006: 149).

86 In der Literatur trifft man in diesem Zusammenhang oftmals auf eine Fehlargumentation. So führen Barr (2001: 36) sowie Bruttel (2005: 292) als versicherungstechnisches Hemmnis für eine private Arbeitslosenversicherung an, dass einige potenzielle Versicherungsnehmer ein Arbeitslosigkeitsrisiko nahe Eins aufweisen. Hierbei kann es sich allerdings nur um eine Verwechslung handeln, denn Schadeneintrittswahrscheinlichkeiten von Eins (wie z. B. in der Sterbegeldversicherung) stellen kein Hindernis für die Versicherbarkeit dar, solange andere Schädendimensionen (Zeitpunkt, Höhe) unsicher sind. Die Autoren thematisieren also vielmehr die Belastungswirkung risikoäquivalenter Prämien für einige Typen von Versicherungsnehmern.



Einkommen und damit den Konsum im Lebensverlauf zu verstetigen und hierdurch die gesamtwirtschaftliche Wohlfahrt zu erhöhen (Schäfer 2006: 24). Zweites Ziel ist die Realisierung von Produktivitätsgewinnen durch ein verbessertes Matching am Arbeitsmarkt (Acemoglu und Shimer 2000). So ermöglichen die Leistungen der Arbeitslosenversicherung eine längere individuelle Suchdauer, weshalb nicht die erstbeste Stelle angenommen werden muss. Es ist jedoch zu bezweifeln, ob eine Arbeitslosenversicherung für Hochrisikoträger tatsächlich diese beiden Aufgaben erfüllen kann. Da Personen mit hohem Arbeitslosigkeitsrisiko tendenziell relativ geringe Markteinkommen erzielen, fällt ihre maximale Versicherungsleistung ebenfalls vergleichsweise gering aus. Oftmals liegt die Grundsicherung für diesen Personenkreis nur knapp unter oder sogar über dem maximalen Leistungsanspruch aus der Arbeitslosenversicherung (Schneider et al. 2002: 34 ff.).<sup>87</sup> Für schlechte Risiken werden die Verstetigung des Einkommens sowie die Ermöglichung längerer Suchdauern faktisch nicht durch die Arbeitslosenversicherung, sondern von der Grundsicherung bewältigt.<sup>88</sup> Insofern ist anzunehmen, dass eine Nicht-Versicherung der schlechten Risiken aufgrund zu hoher risikoäquivalenter Prämien keine echten Nachteile für diese Personengruppe mit sich bringt.<sup>89</sup>

Die grundlegende Problematik einer negativen Korrelation zwischen Belastungswirkung durch risikoäquivalente Prämien und finanzieller Ausstattung des Versicherungsnehmers ist jedoch nicht von der Hand zu weisen.<sup>90</sup> So müssten Personen mit hohem bis mittlerem Arbeitslosigkeitsrisiko bzw. niedrigem bis mittlerem Einkommen in einem privaten System höhere Prämien bezahlen als gegenwärtig. Dies kann für viele Versicherungsnehmer empfindliche finanzielle Einschnitte bedeuten (Neubauer und Bäcker 2003: 238). Die Korrektur derartiger Verteilungseffekte weisen Glismann und Schrader (2005: 70) dem Staat zu. Um gesellschaftlich unerwünschte Verteilungsergebnisse zu berichtigen, müssten die Prämien für bestimmte Versichertenkollektive demnach staatlich subventioniert werden.<sup>91</sup>

<sup>87</sup> Insofern kann auch eine Absenkung des Deckungsgrades für diese Risiken die Problematik nicht entschärfen.

<sup>88</sup> Glismann und Schrader (2005: 193) führen hierzu aus, dass die schlechten Risiken bereits im gegenwärtigen System zu einem Großteil keinen Anspruch auf Arbeitslosengeld erwerben und somit auf die Grundsicherung angewiesen sind. So zählt Arbeitslosigkeit heute zu den bedeutendsten Determinanten für den Bezug von Sozialhilfe bzw. Arbeitslosengeld II (Feist 2000: 26 f.).

<sup>89</sup> Eisen (1997: 65 f.) macht deutlich, dass bereits in der gegenwärtigen gesetzlichen Arbeitslosenversicherung viele Versicherungsnehmer aufgrund eines zu niedrigen Leistungsniveaus lediglich über die Sozialhilfe bzw. Arbeitslosengeld II abgesichert sind.

<sup>90</sup> Zwar behaupten Beenstock (1985) sowie Beenstock und Brasse (1986: 89), dass die Korrelation zwischen Einkommen und risikoäquivalenter Prämie nicht signifikant sei, allerdings werden die Prämien in diesen Arbeiten lediglich nach Alter, Familienstand, Region und Wirtschaftszweig differenziert. Variablen, die den sozioökonomischen Status einer Person erklären können – wie z. B. Bildung, Nationalität oder Stellung im Beruf – werden vollkommen vernachlässigt und die geschätzte Korrelation zwischen Einkommen und Prämie damit verwässert.

<sup>91</sup> Dies sieht auch der Entwurf von Pury et al. (1995: 72 f.) vor. Ob eine indirekte Subventionierung über die Familienpolitik hinreichend treffgenau wäre, ist insofern fraglich, da die einzelnen Versichertenkollektive jeweils heterogen in Bezug auf die Familienstruktur sind.

Damit gehen allerdings Anreizwirkungen einher, die einer privaten Arbeitslosenversicherung entgegenstehen. Da der einzelne Versicherungsnehmer die Prämiensubventionen in sein Kalkül mit einbezieht, hat er ein bei Weitem geringeres Interesse an der Höhe der Prämie. Dies schränkt erstens den Wettbewerb zwischen den Versicherungsunternehmen ein. Zweitens hat es Einfluss auf das schadenrelevante Verhalten des Versicherungsnehmers, was seinerseits zu einer ungünstigeren Schadenverteilung führt. Effizienzgewinne, die durch eine Privatisierung realisiert werden könnten, würden somit teilweise konterkariert. Staatlich subventionierte Prämien sind nicht systemkonform und stellen deshalb keine echte Lösung dar.

### 3.4 Fazit

Die gegenwärtige Argumentation zur Privatisierung der Arbeitslosenversicherung ist oft wenig systematisch. Die in diesem Kapitel entwickelte Trennung zwischen objektiv-technischen und normativen Argumenten erleichtert die Beleuchtung der einzelnen Positionen. Somit hat sich gezeigt, dass versicherungstechnische Probleme keine echten Hindernisse für eine private Arbeitslosenversicherung darstellen (Berthold 1991: 154). Den Versicherungsunternehmen stehen zahlreiche Instrumente der Risikopolitik zur Verfügung, um Probleme wie stochastisch abhängige Einzelrisiken, unzureichende Selektion der Risiken sowie Moral Hazard aufzulösen. Eine Beteiligung der Arbeitgeber und Gewerkschaften an der Finanzierung ist zwar für die Versicherbarkeit unerheblich, über die Sinnhaftigkeit derartiger Gestaltungselemente kann jedoch durchaus diskutiert werden. Eine kollektive Unterschätzung des Arbeitslosigkeitsrisikos, die von einigen Autoren unterstellt wird und letztlich zum Ausbleiben einer Versicherungsnachfrage führen würde, ist nicht zu befürchten. Weitaus stichhaltiger als versicherungstechnische sind sozialpolitische Probleme, die sich durch die Privatisierung der Arbeitslosenversicherung ergeben würden. So drohen im Bereich der Niedrigeinkommensbezieher negative externe Effekte für die Steuerzahler, sofern die Grundsicherung als Substitut für eine Arbeitslosenversicherung fungiert. Diese Problematik könnte allerdings durch die Umgestaltung der Grundsicherung oder die Einführung eines Versicherungszwangs behoben werden. Nicht aus der Welt zu räumen ist dagegen die hohe Belastungswirkung, die durch risikoäquivalente Prämien auf einige Typen von Versicherungsnehmern zukäme. Staatliche Prämiensubventionen können hierbei nicht weiterhelfen, da sie ihrerseits neue Probleme schaffen. Letztlich spricht also v. a. das Argument der „relativen Armut“ gegen die Privatisierung der Arbeitslosenversicherung.

## 4 Ein System privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung als Denkanstoß zur Umgestaltung der deutschen Sozialversicherung

Das vorangegangene Kapitel hat deutlich gemacht, dass eine Arbeitslosenversicherung mit individuell risikoäquivalenten Prämien für einige Bevölkerungsgruppen problematische Verteilungswirkungen beinhaltet. Im Vergleich zu einer Durchschnittsprämie – wie im gegenwärtigen System – müssen sozial schlechter gestellte tendenziell einen größeren Anteil ihres verfügbaren Einkommens zur Absicherung des finanziellen Arbeitslosigkeitsrisikos aufbringen. Diese risikobedingten Verteilungseffekte können ohne staatlichen Eingriff nur entschärft werden, indem gegenläufige Risikostrukturen zum Ausgleich genutzt werden. Im Zuge einer intrapersonellen Risikotransformation würden hohe Prämien in der Arbeitslosenversicherung tendenziell mit geringen Prämien für ein anderes versichertes Risiko zusammenfallen.

Als einziges unter den großen Lebensrisiken weist das Langlebigkeitsrisiko<sup>92</sup> eine zum Arbeitslosigkeitsrisiko gegenläufige Risikostruktur auf. Demnach haben sozial schlechter gestellte Personen eine systematisch geringere Lebenserwartung.<sup>93</sup> Zum gegenwärtigen Zeitpunkt wird diesem Umstand weder in der gesetzlichen noch in der privaten Rentenversicherung Rechnung getragen.<sup>94</sup> Die private Versicherungswirtschaft differenziert ihre Prämien lediglich nach dem Geschlecht und dem Geburtsjahrgang. Dies gewährleistet jedoch in keinem Fall eine individuelle Äquivalenz zwischen Erwartungswert der Prämienzahlungen und Erwartungswert der Leistungen (Leinert und Wagner 2001: 76; Schmähl 1981: 347). Sozial schlechter Gestellte werden in der privaten Rentenversicherung somit tendenziell benachteiligt, da sie ceteris paribus zu hohe Prämien für die zu erwartenden Leistungen entrichten müssen. Dies geht zugunsten sozial besser gestellter Personen. Auch die gesetzliche Rentenversicherung lässt soziodemografische Unterschiede in der Lebenserwartung unberücksichtigt, wenngleich zahlreiche andere – sich zum Teil gegenläufig überlagernde – Umverteilungselemente<sup>95</sup> dafür sorgen, dass

92 Darunter versteht man das Risiko, länger zu leben als erwartet.

93 In Kapitel 5.2 werden zahlreiche Arbeiten zitiert, die diesen Zusammenhang empirisch belegen. Aktuelle Studien kommen zu dem Ergebnis, dass Männer aus unteren Einkommenschichten eine zwischen circa sechs und neun Jahren kürzere Lebenserwartung aufweisen als Männer aus oberen Einkommenschichten. Für Frauen liegen entsprechende Schätzungen bei circa vier bis neun Jahren (Gaudecker und Scholz 2006; Himmelreicher et al. 2008; Lauterbach et al. 2006; Reil-Held 2000).

94 Dies ist insofern als problematisch einzustufen, als eine Rentenversicherung in erster Linie das Langlebigkeitsrisiko absichert (Homburg 1988: 5). Hinzu kommt das Risiko der Inflation, das in der Diskussion über die Privatisierung der Alterssicherung eine bedeutende Stellung einnimmt. Stellenweise wird argumentiert, dass das Inflationsrisiko besser vom Staat abgesichert werden könne (Breyer 1990: 65 oder Wagner 1997: 56).

95 Hierzu zählen versicherungsfremde Leistungen, wie z. B. die Witwen- und Waisenrenten sowie Ersatz-, Ausfall- und Zurechnungszeiten (Rürup 1981: 279 ff.).

die Gesamtverteilungswirkung nur schwer ermittelbar ist (Rürup 1981: 278). Ein Bruttoumverteilungseffekt von „unten nach oben“ aufgrund systematischer Unterschiede in der Lebenserwartung ist allerdings in jedem Fall zu konstatieren (Wagner 1985: 194).

Die Grundidee der vorliegenden Arbeit besteht in einer privaten Versicherung des Arbeitslosigkeits- und Langlebigkeitsrisikos mit jeweils individuell risikoäquivalenten Versicherungsprämien.<sup>96</sup> Hierdurch würden sowohl die unerwünschten sozialpolitischen Ergebnisse einer privaten Arbeitslosenversicherung abgemildert als auch die lebenserwartungsbedingten Umverteilungswirkungen in der (gesetzlichen und privaten) Rentenversicherung korrigiert. Sofern die negative Korrelation zwischen den beiden Risiken, und damit der Refinanzierungseffekt, groß genug ist, fällt die risikoäquivalente Gesamtpremie des vorgeschlagenen Systems für sozial schlechter gestellte Personen *ceteris paribus* geringer aus als im gegenwärtigen, über Durchschnittsprämien finanzierten System.<sup>97</sup> Politisch gewünschte Umverteilungen (z. B. in Form aktiver Arbeitsmarktpolitik oder Anrechnung rentenrechtlicher Zeiten) müssten über das Steuersystem erfolgen. Hierdurch würde die bestehende Überlagerung unterschiedlicher Verteilungswirkungen in Sozialversicherungs- und Steuersystem aufgegeben (Börsch-Supan 1998: 424; Boss 1983: 285). Das vorgeschlagene System bezieht sich ausschließlich auf die Erwerbsbevölkerung. Alle übrigen Personen wären – wie im gegenwärtigen System – über steuerfinanzierte Sozialtransfers abgesichert.

Der Entwurf steht thematisch zwischen einer isolierten privaten Arbeitslosenversicherung, wie sie von Glismann und Schrader (2005) sowie Beenstock und Brasse (1986) vorgeschlagen wird, und einem individuellen Kontenmodell, bei dem positive Kontensalden am Ende des Erwerbslebens verrentet werden. Letzteres wird unter anderem von Feldstein und Altmann (1998), Orszag und Snower (2002) sowie Stiglitz und Yun (2005) befürwortet (vgl. Kapitel 2).

Das Grundmodell kann in verschiedenen Varianten ausgestaltet werden. So ist eine kombinierte Arbeitslosen-Rentenversicherung ebenso denkbar wie eine getrennte Kalkulation der beiden Risiken. Des Weiteren kann die Absicherung freiwillig oder obligatorisch erfolgen. Schließlich kann das vorgeschlagene System als

96 Kohlmann (1996: 381) schlägt bereits die Kombination einer privaten Arbeitslosenversicherung mit einer privaten Rentenversicherung vor. Allerdings geht der Autor dabei nicht von risikoäquivalenten Prämien zur Rentenversicherung aus. Das entsprechende individuelle Diversifikationspotenzial wird in Kohlmanns Vorschlag somit nicht genutzt. Surminski (1996a) schlägt eine gemischte Kapitalversicherung als Kombination aus Lebens- und Arbeitslosenversicherung vor. Allerdings werden auch in diesem Vorschlag keine Diversifikationseffekte genutzt. Grundsätzlich wäre auch eine Kombination aus Arbeitslosen- und Krankenversicherung denkbar. Dagegen spricht jedoch zum einen die weitaus komplexere Ausgestaltung einer Kranken- im Vergleich zu einer Rentenversicherung. Zum anderen sind die Risiken Arbeitslosigkeit und Krankheit nicht zeitlich voneinander unabhängig, so dass gleichzeitig Schäden eintreten können. Dieser Fall ist bei Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit per Definition ausgeschlossen.

97 Entsprechende Beispielrechnungen, aus denen die individuelle, finanzielle Belastungswirkung risikoäquivalenter Prämien in Arbeitslosen- und Rentenversicherung abgeleitet werden kann, sind in Kapitel 7.3.3 zu finden.

Zusatz- oder Gesamtrisikoversicherung etabliert werden. Im Folgenden werden die einzelnen Varianten jeweils diskutiert. Ein abschließendes Urteil über die „richtige“ Ausgestaltung einer privaten Arbeitslosen- und Rentenversicherung kann die vorliegende Arbeit jedoch nicht leisten.

#### 4.1 Kombinierte versus getrennte Versicherung

Zunächst stellt sich die Frage, ob eine private Versicherung von Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit innerhalb eines Versicherungsproduktes oder als getrennte Policen bereitgestellt werden sollte. Eine „echte“ Diversifikation der beiden Risiken kann nur durch ein gemeinsames Versichern erreicht werden. Die insgesamt zu entrichtende Prämie aus zwei getrennten Versicherungsverträgen ist demnach im Durchschnitt größer als aus einem gekoppelten Vertrag.<sup>98</sup> Neben höheren Verwaltungs- und Abschlusskosten für getrennte Verträge ist hierfür v. a. der Sicherheitszuschlag (SZ) verantwortlich.

Werden die beiden Risiken getrennt kalkuliert, wird jeweils ein separater Sicherheitszuschlag erhoben. Dieser ist meist eine Funktion der Schadenvarianz und dient letztlich dazu, die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherungsunternehmens zu minimieren (Mack 2002: 29).<sup>99</sup> Vereinfacht dargestellt umfasst die Gesamtnettoprämie (NP) aus Arbeitslosen- und Rentenversicherung bei getrennter Kalkulation vier Summanden:<sup>100</sup>

$$NP = E(S^A) + SZ[Var(S^A)] + E(S^R) + SZ[Var(S^R)],$$

wobei  $E(S^A)$  den Schadenerwartungswert aus Arbeitslosigkeit,  $SZ[Var(S^A)]$  den Sicherheitszuschlag als Funktion der Schadenvarianz für Arbeitslosigkeit,  $E(S^R)$  den Schadenerwartungswert aus Langlebigkeit bzw. Rentenbezug und  $SZ[Var(S^R)]$  den Sicherheitszuschlag als Funktion der Schadenvarianz für Langlebigkeit umschreibt.

Werden die beiden Risiken gemeinsam in einem Versicherungsprodukt kalkuliert, wird der Sicherheitszuschlag auf das gemeinsame Risiko aus Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit bezogen. Da die beiden Risiken negativ korreliert sind, geht folglich auch ihre Kovarianz in die Kalkulation des Sicherheitszuschlags ein:

$$NP = E(S^A) + E(S^R) + SZ[Var(S^A) + Var(S^R) - Cov(S^A S^R)].$$

98 Das gemeinsame Versichern unterschiedlicher Risiken innerhalb eines Versicherungsproduktes, um Diversifikationsmöglichkeiten zu nutzen, wird im Versicherungsgewerbe unter den Begriffen Multiline-Produkte sowie Integrierte Programme thematisiert (z. B. Eickstädt 2001: 123 ff., Farny 2006: 390 ff., Frey und Nießen 2001: 115 ff. sowie Herold und Paetzmann 1999: 49 ff.). Zweifel (1996) weist auf die Vorteile dieses Vorgehens in der Sozialversicherung hin.

99 Einen Überblick über verschiedene Möglichkeiten der Sicherheitszuschlagskalkulation gibt beispielsweise Schott (1997: 91 ff.).

100 Die Nettoprämie umfasst die Nettorisikoprämie sowie den Sicherheitszuschlag und wird teilweise auch als Brutto- risikoprämie bezeichnet (Farny 2006: 61).

Der Sicherheitszuschlag für das gemeinsame Risiko aus Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit ist somit *ceteris paribus* kleiner als die Summe der beiden getrennt kalkulierten Sicherheitszuschläge. Dieser Ausgleichseffekt auf die Nettoprämie fällt umso stärker aus, je größer der Anteil des Sicherheitszuschlags an der Nettoprämie ist.

Dem Gesetz der Großen Zahlen zufolge nimmt der notwendige Sicherheitszuschlag mit der Größe des Versichertenkollektivs ab (Mack 2002: 27). Insofern sinkt der beschriebene Diversifikationseffekt auf die Nettoprämie mit der Größe des Kollektivs. Da es sich bei den Risiken Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit um zwei maßgebliche Lebensrisiken handelt, ist von einem vergleichsweise hohen Marktdurchdringungsgrad und damit großen Versichertengemeinschaften auszugehen. Deshalb kann angenommen werden, dass die Vorteile eines gekoppelten Versicherungsvertrags im Zusammenhang mit dem vorgeschlagenen System lediglich gering ausfallen.

Ein zusätzlicher Vorteil einer kombinierten Versicherung kann in Bezug auf die Risikoselektion bestehen. Versicherungsunternehmen haben meist das Problem, dass sie wichtige Risikoursachen nicht beobachten können. So ist beispielsweise das Merkmal „riskante Fahrweise“ im Zusammenhang mit der Kraftfahrthaftpflichtversicherung nicht beobachtbar. Um die entsprechende Schadenursache dennoch zu erfassen, verwendet der Versicherer andere (beobachtbare) Risikomerkmale, welche mit der Fahrweise korreliert sind, z. B. das Lebensalter oder die Bildung einer Person (Meyer 1999: 25). Ist diese Möglichkeit, wichtige unbeobachtete Risikoursachen in Tarifmerkmale abzubilden, nicht gegeben, dann besteht die Gefahr einer Risikoselektion, was letztlich die Versicherbarkeit des entsprechenden Risikos in Frage stellt (Faure 1995: 456, vgl. auch Kapitel 3.2.2.1). Sofern es zentrale, unbeobachtete Risikoursachen gibt, die sowohl das individuelle Arbeitslosigkeits- als auch Langlebigkeitsrisiko in entgegengesetzter Richtung beeinflussen, werden diese durch eine kombinierte Versicherung indirekt erfasst. Hierbei sei beispielsweise an die soziale Kompetenz einer Person gedacht. Es ist plausibel davon auszugehen, dass diese Eigenschaft das Arbeitslosigkeitsrisiko negativ, das Langlebigkeitsrisiko jedoch positiv beeinflusst. So könnte z. B. der Zugang zu arbeits- und gesundheitsrelevanten Informationen für Menschen mit hoher sozialer Kompetenz *ceteris paribus* leichter sein. Entsprechende Personen würden somit *ceteris paribus* in einer (isolierten) Arbeitslosenversicherung zu hohe, in einer (isolierten) Rentenversicherung zu geringe Prämien entrichten.<sup>101</sup> In einer über beide Risiken gemeinsam kalkulierten Gesamtprämie gleicht sich diese Fehlkalkulation jedoch teilweise aus. Da die Kündigungsentscheidung des Versicherungsnehmers aufgrund zu hoher Prämien und damit die

<sup>101</sup> Sofern dieser Umstand den Betroffenen bewusst ist, werden sie versuchen, die Arbeitslosenversicherung zu kündigen. Die Rentenversicherung werden sie jedoch beibehalten. Im Ergebnis kommt es damit zu einer Negativselektion der Risiken.

Gefahr einer Risikoselektion nicht von der Zusammensetzung, sondern vornehmlich von der Höhe der Gesamtversicherungsprämie abhängt, sind Tendenzen zur Risikoselektion in einer kombinierten Versicherung vergleichsweise geringer.

Der Vorzug getrennter Versicherungsprodukte liegt v. a. in der größeren Transparenz und Konsumfreiheit. So kann ein Versicherungsnehmer die beiden Versicherungsprodukte bei unterschiedlichen Anbietern kaufen. Daraus resultiert ein stärkerer Wettbewerb zwischen den Versicherungsunternehmen, was letztlich zu einem effizienteren Ressourceneinsatz und damit *ceteris paribus* zu niedrigeren Versicherungsprämien führt. Außerdem wird durch getrennte Anbieter das Konkursrisiko diversifiziert. Insofern profitiert der Versicherungsnehmer von einer getrennten Prämienkalkulation.

Welcher der genannten Effekte – einerseits die Diversifikation durch gekoppelte Verträge sowie geringere Gefahr einer Risikoselektion, andererseits die Transparenz durch getrennte Kalkulation – überwiegt, muss an dieser Stelle offen bleiben. Grundsätzlich sind beide Varianten gangbar. Die sich in der Realität ergebenden Diversifikationseffekte einer gekoppelten Prämienkalkulation lassen sich im empirischen Teil dieser Arbeit nicht exakt abbilden.<sup>102</sup> Außerdem ist die Zusammensetzung des verfügbaren Datenmaterials ungeeignet für eine kombinierte Erfassung des Arbeitslosigkeits- und Langlebigkeitsrisikos. So können beide Risiken nur unzureichend für dieselben Personen untersucht werden, da Informationen über Arbeitslosigkeit und Lebensdauer für ein und dieselbe Person nur sehr begrenzt vorliegen.<sup>103</sup> In der vorliegenden Arbeit wird deshalb eine getrennte Kalkulation der Versicherungsprämien durchgeführt.

## 4.2 Versicherungszwang versus freiwillige Versicherung

Im Zusammenhang mit der sozialen Sicherung spielt der Versicherungszwang eine bedeutende Rolle. Die grundlegende Rechtfertigung für die Existenz einer Versicherungspflicht liegt in den hohen sozialen Kosten, welche ein freiwilliges System verursachen würde (Berthold und Külp 1987: 93). Zum einen wird argumentiert, dass aufgrund der bestehenden Mindestabsicherung (in Form der Sozialhilfe), die individuelle Vorsorge ausbleibt (Moral Hazard). Demnach verlässt sich der Einzelne auf die Versorgung des Staates und legt in guten Lebensphasen nichts (oder zu

102 Dafür ist die Stichprobe des zugrunde liegenden Datenmaterials zu klein. Etwaige Diversifikationseffekte würden somit überschätzt. Die finanzielle Belastung der Versicherungsnehmer durch das vorgeschlagene System soll allerdings möglichst konservativ abgeschätzt werden.

103 Um diese Problematik aufzulösen, müssten die Erhebungszeiträume der zur Verfügung stehenden Individualdatensätze um ein Vielfaches höher sein und sowohl ausreichend lange Erwerbshistorien als auch Informationen über die erreichte Lebensdauer enthalten. Ein Datensatz, der diese Eigenschaft erfüllen würde, müsste eine Laufzeit von über 50 Jahren aufweisen. Gegenwärtig existiert in Deutschland kein derartiger Datensatz.

wenig) zurück, um Problemphasen finanziell zu überbrücken (Eekhoff 1996: 112). Allerdings ist dieses Trittbrettfahrerverhalten allein auf die Existenz einer Grundsicherung zurückzuführen und insofern kein genuines Problem der Arbeitslosen- oder Rentenversicherung (Glismann und Horn 1995: 339; Homburg 1988: 41). Im Zusammenhang mit einer privaten Arbeitslosenversicherung wurden deshalb in Kapitel 3.3.1 drei Optionen aufgeführt, wie mit rationalem Desinteresse an einer freiwilligen Absicherung umgegangen werden kann:

- Akzeptanz der Grundsicherung als Substitut für eine freiwillige Vorsorge
- Anreizkompatible Umgestaltung der Grundsicherung
- Versicherungszwang.

Ein weiteres Argument für einen Versicherungszwang im Bereich der sozialen Sicherung wird in verzerrten Präferenzen der Wirtschaftssubjekte gesehen (Berthold und Külpe 1987: 92). Demnach werden zukünftige Bedürfnisse kollektiv unterschätzt, wodurch die individuelle Vorsorge zu gering ausfällt. Empirisch kann dieser Umstand allerdings nicht belegt werden (Schulenburg und Wähling 1997: 31).<sup>104</sup> Außerdem ist zu hinterfragen, ob ein demokratisch legitimierter Staat nicht ebenfalls unter verzerrten Präferenzen leidet (Homburg 1988: 41) und die per Zwang erhobenen Mittel optimal einsetzt (Schulenburg und Wähling 1997: 31).

Schließlich kann die Notwendigkeit eines Versicherungszwangs auch durch bestehende Informationsprobleme begründet werden. Um große Lebensrisiken wie Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit richtig einzuschätzen, bedarf es zahlreicher Informationen, z. B. bezüglich zukünftiger Beschäftigung und Einkommen. Durch Zwang zur individuellen Vorsorge könnten Wohlfahrtsverluste im Zuge einer Sicherungslücke abgemildert werden (Berthold und Külpe 1987: 92 f.). Außerdem kann dem Bürger durch einen Versicherungszwang die Wichtigkeit der Vorsorge für Alter und Arbeitslosigkeit bewusst gemacht werden (Homburg 1988: 46; Schulenburg und Wähling 1997: 32).

Eine endgültige Entscheidung darüber, ob das vorgeschlagene System als Pflicht- oder freiwillige Versicherung ausgestaltet werden soll, hängt nicht zuletzt von gesellschaftlichen Wertvorstellungen ab. Ein bedenkenswertes Modell stellt eine Kombination aus obligatorischer Grundvorsorge und freiwilliger Zusatzversicherung dar. Es ist allerdings auch vorstellbar, ein System privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung mit Versicherungszwang zu etablieren. Im letzteren Fall ist dann jedoch auch ein Kontrahierungszwang notwendig.<sup>105</sup>

<sup>104</sup> Im Zusammenhang mit dem Arbeitsloskeitsrisiko sei auch auf die Ausführungen in Kapitel 3.2.2.3 verwiesen.

<sup>105</sup> Grundsätzlich kann auch ein reiner Kontrahierungszwang ohne Versicherungspflicht eine sinnvolle Alternative darstellen. Die Versicherungsunternehmen sind dann gezwungen, ihre Prämien möglichst treffsicher zu differenzieren, um Risikoselektionseffekte zu vermeiden.



### 4.3 Zusatz- versus Gesamtrisikoversicherung – Probleme beim Übergang vom Umlage- zum Kapitaldeckungsverfahren

Sowohl die gesetzliche Arbeitslosen- als auch die gesetzliche Rentenversicherung basieren auf dem Umlageverfahren. Demnach finanzieren die Beiträge der heutigen Erwerbstätigen die Leistungen für heutige Arbeitslose bzw. heutige Rentner. Auch private Versicherungen funktionieren im Allgemeinen nach dem Umlagesystem (Wagner 1997: 55). Kapital- bzw. Anwartschaftsdeckungsverfahren finden sich lediglich in Versicherungszweigen mit Sparvorgängen (Farny 2006: 73). Ein Übergang vom umlagefinanzierten System in das Kapitaldeckungsverfahren ist an dieser Stelle somit nur im Zusammenhang mit der Rentenversicherung zu thematisieren. Dabei wird eine stärkere Kapitalfundierung der Alterssicherung in der Wissenschaft größtenteils befürwortet. Allerdings beinhaltet eine Systemumstellung zahlreiche Kontroversen, die im Folgenden kurz dargestellt werden. Auf eine Wiedergabe der reichhaltigen Diskussion über die Ausgestaltung der deutschen Rentenversicherung wird dahingegen bewusst verzichtet.<sup>106</sup>

- 1) Gegner einer reinen Kapitaldeckung führen an, dass diese sehr inflationsanfällig sei (Wagner 1997: 56), was für das Umlageverfahren gänzlich ausgeschlossen werden kann. Dem ist entgegenzuhalten, dass über die freie Zinsbildung in einem funktionierenden Kapitalmarkt auch im Kapitaldeckungsverfahren ein Inflationsausgleich garantiert ist (Glismann und Horn 1997: 55).
- 2) Im Gegensatz zum Umlageverfahren kann ein System der Kapitaldeckung stark von Kapitalmarktrisiken, wie hoher Ertragsvolatilität (Schmähl 2005: 572), bedroht sein, wobei sich diese Risiken durch zunehmende Kapitaldeckung noch verstärken können (Börsch-Supan 2002: 11).<sup>107</sup> Das Risiko von Kapitalmarktschwankungen sollte nur in der langfristigen Perspektive (40 bis 50 Jahre) beurteilt werden (Börsch-Supan 1998: 405). Diese fallen bedeutend geringer aus als es die kurzfristigen Schwankungen der Aktienmärkte vermuten lassen und sind im Allgemeinen durch Diversifikation der Anlageformen beherrschbar (Schnabel et al. 1998: 5 f.). Berechnungen zur Rentabilität von Umlage- und Kapitaldeckungsverfahren kommen außerdem zu dem Ergebnis, dass Letzteres bedeutend höhere Erträge erwirtschaftet (Börsch-Supan 2000b; Feldstein und

<sup>106</sup> Hierzu sei beispielsweise auf Barr (2001: 96 ff.), Börsch-Supan (1998, 2000a, 2001, 2002), Glismann und Horn (1995, 1996, 1997) sowie auf die jeweils dort zitierte Literatur verwiesen.

<sup>107</sup> So wird argumentiert, dass ein größerer Kapitalstock zu niedrigeren Kapitalmarktrenditen führen kann. Schätzungen zeigen allerdings, dass dieser Rückkopplungseffekt vergleichsweise gering ist (Börsch-Supan 2000b: 21 ff.; Schnabel et al. 1998: 13).

Samwick 1998; Schnabel et al. 1998).<sup>108</sup> Schließlich ist zu beachten, dass das Umlageverfahren vergleichsweise stärker mit politischen Risiken behaftet ist (Börsch-Supan 2000a: 5), wenngleich auch ein System der Kapitaldeckung nicht vollkommen frei vom politischen Prozess ist (Schmähl 2005: 571).

- 3) Aufgrund einer gesamtwirtschaftlich höheren Ersparnisbildung werden dem Kapitaldeckungsverfahren positive Wachstumseffekte zugeschrieben, während das Umlageverfahren tendenziell als wachstumshemmend gilt (Börsch-Supan 2002: 10; Boss 1983: 287 f.). Schmähl (2005: 571) deutet allerdings an, dass die Vorteilhaftigkeit des Kapitaldeckungsverfahrens in diesem Zusammenhang überschätzt wird.
- 4) Ein kapitalfundiertes System der Alterssicherung ist weitaus weniger anfällig für demografische Effekte als das umlagefinanzierte Modell. Es ist zwar zu befürchten, dass durch den Alterungsprozess der Gesellschaft und die damit verbundene zunehmende Liquidierung von Kapital der gesamte Kapitalwert sinkt (Wagner 1997: 56). Allerdings besteht die Möglichkeit, Kapitalanlagen international zu diversifizieren und somit den Alterungseffekt der deutschen Wohnbevölkerung auf die Kapitalrendite zu mildern (Börsch-Supan 1998: 425; Kreditanstalt für Wiederaufbau 2005: 9 ff.; Schröder und Schüler 2006: 64).<sup>109</sup> Zudem wird die Größenordnung eines Alterungseffekts auf die Kapitalrendite eher gering eingeschätzt (Börsch-Supan 1998: 413; Kreditanstalt für Wiederaufbau 2005: 5 ff.).
- 5) Als Hauptargument gegen eine vollständige Umstellung des Umlageverfahrens auf Kapitaldeckung werden die dadurch entstehenden hohen Umstellungskosten angeführt (Wagner 1997: 56). Neben dem Aufbau eines Kapitalstocks für die zukünftige Alterssicherung müssen die bereits erworbenen Ansprüche aus dem Umlageverfahren bedient werden. Es wird argumentiert, dass dies solange zu einer finanziellen Doppelbelastung heutiger und zukünftiger Erwerbstätigengenerationen führt, bis alle umlagefinanzierten Rentenansprüche abgegolten sind. Simulationsergebnisse zeigen allerdings, dass es aufgrund der erheblichen Renditedifferenz zwischen Umlage- und Kapitaldeckungsverfahren sowie der Wachstumspotenziale durch verstärkte Kapitaldeckung nicht zu einer nennenswerten Doppelbelastung kommt (Börsch-Supan 1998: 424; Feldstein und Samwick 1998: 216).<sup>110</sup>

108 Börsch-Supan (1998: 411 ff.) gibt einen Überblick über unterschiedliche Ergebnisse. Liegt die Rendite im Umlageverfahren für den Jahrgang 1930 noch bei ca. 3,5 Prozent, so sinkt diese für den Jahrgang 1980 und spätere auf ein Prozent und weniger. Dem ist eine konservativ geschätzte Kapitalmarkttrendite von vier Prozent entgegenzustellen.

109 Wagner (1997: 56) wendet an dieser Stelle ein, dass alle leistungsfähigen Ökonomien mit ähnlichen Altersungsproblemen konfrontiert sind. Da Deutschland jedoch mit am stärksten vom Alterungsprozess betroffen ist, können Investitionen auch in bereits alternde Gesellschaften zur Diversifikation des Kapitalanlagerisikos genutzt werden (Börsch-Supan 1998: 413).

110 Von zentraler Bedeutung ist hierbei die zeitliche Verteilung der Übergangskosten. Konkrete Übergangsmodelle gehen z. B. auf Börsch-Supan (1998: 415 ff.), Neumann (1997) sowie Raffelhüschen (1993) zurück.

Wenngleich eine vollständige Umstellung der Alterssicherung auf ein kapitalgedecktes System durchaus finanzierbar erscheint (Börsch-Supan 1998: 424), herrscht in der Literatur jedoch weitgehend Einigkeit darüber, dass eine umlagefinanzierte Grundsicherung erhalten bleiben und durch eine kapitalgedeckte Zusatzvorsorge ergänzt werden sollte (Berthold 2001: 6; Biedenkopf 1987; Börsch-Supan 2002; Boss 1983: 290 ff.). Zum einen sind Umverteilungselemente der gesetzlichen Rentenversicherung nur über Umlage finanzierbar (Börsch-Supan 1998: 424). Zum anderen ist durch das Nebeneinander von Umlage- und Kapitaldeckungsverfahren eine Diversifikation spezifischer Risiken dieser beiden Systeme möglich (Börsch-Supan 2002: 11).

Der kurze Überblick über die Diskussion zur Kapitalfundierung der gesetzlichen Rentenversicherung in Deutschland zeigt auf, dass ein Übergang zum Kapitaldeckungsverfahren möglich und von zahlreichen Wirtschaftswissenschaftlern auch befürwortet wird. Das vorgeschlagene System einer privaten Arbeitslosen-Rentenversicherung ist somit in diesem Zusammenhang als unproblematisch einzustufen. Die genaue Ausgestaltung des Übergangsprozesses soll an dieser Stelle nicht thematisiert werden.<sup>111</sup> Auch die Frage, ob das neue Modell lediglich als Zusatzversicherung installiert wird und eine staatliche Grundversorgung verbleibt, wird nicht weiter diskutiert. Grundsätzlich ist das vorgeschlagene System sowohl als Zusatz- wie auch als Gesamtrisikoversicherung durchführbar.

#### 4.4 Versicherungswechsel und Konkurrenz auf dem Versicherungsmarkt

Es ist davon auszugehen, dass eine Versicherung sozialer Risiken, wie Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit, einen vergleichsweise hohen Verbreitungsgrad in der Bevölkerung erfährt. Zudem handelt es sich um relativ langfristige Versicherungsverträge. In der Summe führt dies dazu, dass sich der Wettbewerb zwischen den Versicherungsunternehmen nicht nur auf Neukunden, sondern auch auf Bestandskunden konzentriert. Zentrale Voraussetzung hierfür ist die unbehinderte Möglichkeit des Versicherungswechsels. In diesem Zusammenhang findet man in Verbindung mit langfristigen Versicherungen, wie Lebens- oder Krankenversicherung, in der Praxis allerdings zahlreiche Wettbewerbshemmnisse. Zwar ist ein grundsätzlicher Wechsel zu einer anderen Versicherung (nach Einhaltung üblicher Kündigungsfristen) durchaus möglich. Allerdings geht dies oftmals mit finanziellen Einbußen für den Versicherungsnehmer einher, was einen Wechsel faktisch ausschließt. Zu

<sup>111</sup> Diese beruhen grundsätzlich entweder auf einem allmählichen Übergang durch „Einfrieren“ des Beitragssatzes oder einer Stichtagsumstellung (Börsch-Supan 1998: 415).

nennen sind hier an erster Stelle das Zillmer-Verfahren<sup>112</sup> in der kapitalbildenden Lebensversicherung sowie die Nicht-Mitgabe der Alterungsrückstellungen<sup>113</sup> in der privaten Krankenversicherung.<sup>114</sup> Beide Praxen führen jeweils dazu, dass ein Versicherungswechsel behindert und somit ein Wettbewerb um Bestandskunden eingeschränkt wird.

Ein System privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung muss nicht zuletzt im Sinne des Verbraucherschutzes einen möglichst umfassenden Wettbewerb um Bestandskunden gewährleisten. Deshalb sind Abschlusskosten möglichst auf die gesamte Vertragslaufzeit zu verrechnen, wie es bei einigen Riester-Produkten bereits heute der Fall ist.<sup>115</sup> Sofern sich Alterungsrückstellungen in Bezug auf das Arbeitslosigkeitsrisiko als sinnvoll erweisen, müssen diese individuell portabel ausgestaltet werden.<sup>116</sup>

## 4.5 Versicherungsvertrag und Tarifwahl

Der aus Sicht des Versicherungsunternehmens bedeutsamste Bestandteil der Produktgestaltung ist der Versicherungsvertrag (Farny 2006: 380). Hierbei erweist sich der Gestaltungsspielraum in Bezug auf die Arbeitslosenversicherung als vergleichsweise groß, wohingegen bei der Rentenversicherung bereits existierende Standards angewendet werden können. Für die Arbeitslosenversicherung ist vor allem das Risikogeschäft, also die Definition des Versicherungsschutzes, von zentraler Bedeutung. Außerdem sind verschiedene Nebenbedingungen festzulegen. In

---

112 Unter Zillmerung (nach dem Mathematiker August Zillmer, 1832–1893) versteht man die handelsrechtliche Verrechnung eines Teils der Abschlusskosten mit den Prämienzahlungen (Helten und Karten 1984: 413 f.). In der Umsetzung ergeben sich daraus quasi negative Rückkaufswerte in der Anfangszeit des Vertragsverhältnisses, was einen Versicherungswechsel finanziell unattraktiv macht. Je länger die Verrechnungszeit zwischen Prämie und Abschlusskosten ist, desto weniger fällt die Praxis der Zillmerung in Bezug auf einen Versicherungswechsel ins Gewicht.

113 Alterungsrückstellungen werden gebildet, um die Versicherungsprämie in der privaten Krankenversicherung altersunabhängig konstant zu halten. Demnach werden zu Beginn eines Versicherungsverhältnisses überhöhte Prämien entrichtet, welche im Lebensverlauf mit den altersbedingt steigenden Kopfschäden (verzinst) verrechnet werden (Helten und Karten 1984: 393). Sofern die Alterungsrückstellungen bei einem Versicherungswechsel nicht mitgegeben werden, muss der neue Versicherer vergleichsweise hohe Prämien fordern, was einen Wechsel für den Versicherungsnehmer letztlich unattraktiv macht. Dies gilt umso mehr, je länger die bisherige Vertragslaufzeit und damit je älter der Versicherungsnehmer ist.

114 Seit 1. Januar 2008 werden Alterungsrückstellungen in der privaten Krankenversicherung bei einem Versicherungswechsel mitgegeben. Die Höhe der portablen Alterungsrückstellungen bemisst sich dabei am Leistungsniveau des Basisstarifs („fiktive“ Alterungsrückstellung).

115 Auch die aktuelle Reform des Versicherungsvertragsgesetzes (VVG) sieht unter anderem eine Verlängerung der Verrechnungsdauer zwischen Abschlusskosten und Prämie vor.

116 Hierzu bieten sich individuell prospektive Alterungsrückstellungen an, dessen Konzept auf Meyer zurückzuführen ist (Meyer 1992, 1994, 2001, 2004, 2007). Dahinter verbirgt sich derjenige Geldbetrag, der zuzüglich zukünftiger Prämienzahlungen ausreicht, um die für die Zukunft zu erwartenden individuellen Versicherungsleistungen abzudecken. Sofern lediglich die rechnungsmäßigen (das heißt auf einen durchschnittlichen Versicherungsnehmer bezogenen) Alterungsrückstellungen mitgegeben werden, kommt es zu einer Selektion der Risiken zwischen Versicherungsunternehmen, weshalb diese Praxis nicht durchführbar ist (Meyer 2001: 13 ff.). Für eine weiterführende Diskussion über die Portabilität von Alterungsrückstellungen sei auf Nell und Rosenbrock (2007) verwiesen.

der Rentenversicherung muss in erster Linie das Spar- und Entspargeschäft definiert werden (Farny 2006: 394 f.).<sup>117</sup> Die Gestaltungsparameter des Versicherungsschutzes betreffen zum einen den Versicherungsfall und zum anderen die Versicherungsleistung (Farny 2006: 382). Die zu bestimmenden Parameter werden zum Teil durch eine quantitative, qualitative sowie zeitliche Dimension determiniert (Tabelle 4.1).<sup>118</sup> Im Folgenden werden konkrete Vorschläge für die festzulegenden Parameter unterbreitet.

Tabelle 4.1: Festzulegende Parameter des Versicherungsvertrags in Arbeitslosen- und Rentenversicherung

Arbeitslosenversicherung	
Risikogeschäft	
Versicherungsfall	
qualitativ (Ursache)	leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit
zeitlich	gedehnter Versicherungsfall (maximale Bezugsdauer, auch individuell vereinbar)
Versicherungsleistung	frei vereinbarter Geldbetrag (Deckungsrat < 100 Prozent), Franchisen (z. B. Karenz- und Wartezeiten, degressive Ausgestaltung der Versicherungsleistung)
Nebenbedingungen	Obliegenheiten, Prämieinhebung, Vertragslaufzeit, Kündigungs- und Verlängerungsmodalitäten, Verrechnung der Abschlusskosten, ggf. Alterungsrückstellungen
Rentenversicherung	
Spar-/Entspargeschäft	
quantitativ	frei vereinbarte Versicherungssumme, garantierter rechnungsmäßiger Zinssatz
zeitlich	monatliche Prämienzahlung, (individuell vereinbartes) Renteneintrittsalter
Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Farny (2006: 381, 383 und 396).	

In Bezug auf die Arbeitslosenversicherung ist die Definition des Versicherungsfalls vergleichsweise aufwendig. In erster Linie ist hierbei die Ursache, das heißt die versicherte Gefahr, festzulegen (Helten und Karten 1984: 216). Demnach soll im Kontext der vorliegenden Untersuchung Arbeitslosigkeit nur dann als Versicherungsfall (leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit) gelten, wenn sie im direkten Anschluss an eine mindestens sechsmonatige Vorbeschäftigungsdauer (Wartezeit) in Vollzeit,

<sup>117</sup> In beiden Versicherungszweigen ist daneben zusätzlich das Dienstleistungsgeschäft zu definieren (Farny 2006: 381).

<sup>118</sup> Grundsätzlich ist an dieser Stelle außerdem die räumliche Dimension zu nennen (Farny 2006: 382). In Bezug auf die Arbeitslosen- und Rentenversicherung ist diese allerdings unproblematisch.

Teilzeit oder Kurzarbeit stattfindet.<sup>119</sup> Wehr- und Zivildienst sowie Mutterschaftszeiten als Formen der Erwerbsunterbrechung werden hierbei nicht berücksichtigt. In Anlehnung an die aktuelle Praxis in der Gewährung von Arbeitslosengeld I kann auch die Kündigung durch den Arbeitnehmer mitversichert sein, wobei sich dann eine Karenzzeit (von z. B. drei Monaten) anbietet.<sup>120</sup> Da Arbeitslosigkeit durch einen gedehnten Versicherungsfall gekennzeichnet ist (Farny 2006: 384), muss eine maximale Bezugsdauer festgelegt werden. Diese ist grundsätzlich frei vereinbar, wird in der vorliegenden Arbeit allerdings für alle Versicherungsnehmer auf zwölf Monate beschränkt.

Sowohl die Arbeitslosen- als auch die Rentenversicherung ist als Summenversicherung ausgestaltet, was eine explizite Festlegung des Schadens ausschließt. Die Versicherungsleistung begründet sich jeweils allein durch den Eintritt eines Versicherungsfalls als ein fester Geldbetrag (abstrakte Bedarfsdeckung) (Farny 2006: 386). Die Definition der Versicherungsleistung ist insofern unproblematisch, als sie in beiden Versicherungszweigen frei vereinbart werden kann. Um moralisches Risiko einzuschränken, ist in Bezug auf die Arbeitslosenversicherung lediglich darauf zu achten, dass ein Deckungsgrad (Lohnersatzrate) von unter 100 Prozent realisiert wird.<sup>121</sup> Ähnlich wie bei Berufsunfähigkeitszusatzversicherungen erscheint es sinnvoll, die Prämienverpflichtungen in der Rentenversicherung im Falle der Arbeitslosigkeit mitzuversichern. Für die Rentenversicherung muss des Weiteren die garantierte Verzinsung der Kapitalanlagen festgelegt werden. In der Versicherungspraxis der Lebensversicherung liegt diese gegenwärtig bei 2,25 Prozent pro Jahr und ergibt sich als 60 Prozent des Zehnjahresmittels der Umlaufrendite öffentlicher Anleihen.<sup>122</sup>

In Bezug auf die zeitliche Dimension des Spar-/Entspargeschäfts in der Rentenversicherung ist in erster Linie das Renteneintrittsalter festzulegen. Dieses kann grundsätzlich individuell vereinbart werden. In Verbindung mit einer Arbeitslosenversicherung bietet sich ein fließender Übergang an, so dass keine Versicherungslücke entsteht. Zur Vereinfachung wird in der vorliegenden Arbeit der Rentenein-

---

119 Die Wartezeit in Form der notwendigen Vorbeschäftigungsdauer kann auch auf Werte größer als sechs Monate festgelegt werden. Geringere Werte sind insofern abzulehnen, als zu befürchten ist, dass der eigentliche Zweck der Vorbeschäftigungsdauer – die Einschränkung von Moral Hazard – dadurch verfehlt wird. Die gängige Praxis bei der Gewährung des Arbeitslosengelds I setzt eine summierte Vorbeschäftigungsdauer in den letzten zwei Jahren von zwölf Monaten voraus. Private Arbeitslosenzusatzversicherungen definieren an dieser Stelle weitaus restriktivere Bedingungen. Die Volksfürsorge beispielsweise setzt eine minimale Vorbeschäftigungsdauer von drei Jahren bei demselben Arbeitgeber voraus (Surminski 1996b: 69).

120 In der Praxis ist zwischen einer arbeitgeberseitigen und einer arbeitnehmerseitigen Kündigung nur schwer zu differenzieren, da der Arbeitgeber einem Wunsch auf Kündigung in den meisten Fällen nachkommen wird (Engler 2004: 710).

121 Sofern sie nicht besteuert wird, sollte die Versicherungsleistung nicht höher als das letzte Nettoarbeitseinkommen ausfallen.

122 In der privaten Krankenversicherung beträgt der jährliche Rechnungszins gegenwärtig 3,5 Prozent.

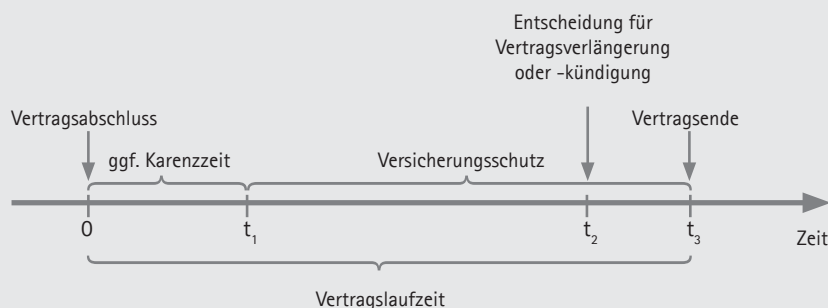
trittszeitpunkt für alle Versicherungsnehmer auf das 65. Lebensjahr festgelegt. Dementsprechend endet der Versicherungsschutz in der Arbeitslosenversicherung mit Vollendung des 64. Lebensjahrs. Die Versicherungsleistung, das heißt die Höhe der Rentenzahlung, ist individuell frei gestaltbar. Weitere charakteristische Merkmale der Versicherungsform (Farny 2006: 387) sind in erster Linie für die Arbeitslosenversicherung von Interesse.

Zur Minimierung des moralischen Risikos ist die Vereinbarung von Karenzzeiten<sup>123</sup> ebenso denkbar wie eine degressive Ausgestaltung der Versicherungsleistung. Ergänzt werden kann diese Politik durch eine sekundäre Prämiendifferenzierung in Form von Prämienrückerstattungen (Farny 2006: 75). In der Prämienkalkulation der vorliegenden Arbeit werden diese Gestaltungselemente aus Vereinfachungsgründen jedoch nicht berücksichtigt.

Letztlich sind auch die Obliegenheiten, das heißt die an den Versicherungsnehmer gestellten Verhaltensanforderungen, im Versicherungsvertrag zu regeln (Farny 2006: 396). So ist im Zusammenhang mit der Arbeitslosenversicherung eine Verpflichtung zur beruflichen Weiterbildung (z. B. alle fünf Jahre), zur frühzeitigen Schadenmeldung, zur intensiven Stellensuche (z. B. Mindestzahl an Bewerbungen) sowie ständigen Verfügbarkeit bei Arbeitslosigkeit sowie zur Arbeitsaufnahme bei entsprechendem Stellenangebot denkbar. Einige dieser Elemente finden sich bereits heute in Bezug auf das Arbeitslosengeld I.

Um weitere versicherungsvertragliche Bestandteile für die Arbeitslosenversicherung zu identifizieren, kann es hilfreich sein, sich den zeitlichen Verlauf eines exemplarischen Versicherungsvertrags vor Augen zu führen (Abbildung 4.1).

Abbildung 4.1: Verlaufsdiagramm zum Versicherungsvertrag in der Arbeitslosenversicherung



Quelle: Eigene Darstellung.

123 Sofern eine Karenzzeit eingeführt wird, kann eine Prämienrückgewähr (die einbezahlten Prämien werden komplett rückerstattet) bei Schadeneintritt innerhalb der Karenzzeit vereinbart werden. Dies schwächt zwar die Anreizwirkung der Karenzzeit ab, mildert auf der anderen Seite jedoch soziale Härten.

Die Laufzeit des Versicherungsvertrags ist so zu wählen, dass das Risiko der Arbeitslosigkeit hinreichend genau erfasst werden kann (größer als ein Jahr) und das Änderungsrisiko beherrschbar bleibt (kleiner als fünf Jahre). Für die vorliegende Arbeit wird eine Vertragslaufzeit von vier Jahren unterstellt. Der Vertragsabschluss ist grundsätzlich an eine Erwerbstätigkeit gebunden, da ansonsten ein Schadeneintritt nicht feststellbar ist. Eine Kündigung des Versicherungsvertrags von Seiten des Versicherungsnehmers ist unter Einhaltung einer Kündigungsfrist stets möglich. Sofern die Arbeitslosenversicherung als Zwangssystem ausgestaltet ist, muss eine Kündigung des Vertrags in Verbindung mit einem neuen Vertragsabschluss stehen. Da es sich bei Arbeitslosigkeit um ein großes Lebensrisiko handelt, ist eine Vertragskündigung durch den Versicherer – wie in der privaten Krankenversicherung – auszuschließen.

Die Arbeitslosenversicherung wird in der vorliegenden Arbeit ohne Sparvorgang modelliert. Demzufolge wird der Schadeneintrittszeitpunkt in der Prämienkalkulation nicht explizit berücksichtigt. Dies stellt insofern eine Vereinfachung dar, als bei längeren Zeitspannen Zinseffekte auftreten können, die die notwendigen Prämienzahlungen mindern. Sofern jedoch eine vergleichsweise kurze Laufzeit des Versicherungsvertrags definiert wird, was für die vorliegende Untersuchung zutrifft, sowie moderate Versicherungsleistungen unterstellt werden, sind diese Zinseffekte vernachlässigbar. Die zu erwartende Summe der individuellen Prämienzahlungen bis zum Zeitpunkt des Arbeitslosigkeitseintritts muss gerade dem individuellen Erwartungsschaden aus Arbeitslosigkeit entsprechen. Um das Risiko eines zu frühen Schadeneintritts auszuschließen, wird eine vorschüssige Einhebung der Prämien festgelegt (Gourieroux und Scaillet 1997: 174).<sup>124</sup> Das vorgeschlagene Prämieeinhebungssystem entspricht damit dem üblichen Vorgehen in der privaten Versicherungswirtschaft (Farny 2006: 72). Sofern man unterstellt, dass die Schäden zeitlich gleichverteilt und vollkommen zufällig auftreten, wäre auch eine über den gesamten Vertragszeitraum eingehobene Prämie denkbar. In diesem Fall haben Versicherungsnehmer, die direkt nach der Karenzzeit von Arbeitslosigkeit betroffen sind, im Gegensatz zu denjenigen, die erst am Ende des Versicherungsvertrags arbeitslos werden, einen Vorteil. Somit ist zu befürchten, dass ein derartiges Prämieeinhebungssystem ein moralisches Risiko zu möglichst frühzeitigem Eintritt in Arbeitslosigkeit generiert. Ähnlich wie in anderen Versicherungszweigen mit vorschüssiger Prämieeinhebung, z. B. der Kfz-Versicherung, sind die Versicherungsnehmer selbst für das Ansparen zukünftiger Versicherungsprämien verantwortlich. Damit die daraus entstehende finanzielle Belastung beim erstmaligen Vertragsabschluss nicht zu groß wird, kann die Prämienzahlungsdauer auf mehrere Monate (z. B. die Karenzzeit) ausgedehnt werden.

124 Andernfalls muss das Versicherungsunternehmen die Auszahlungen für Schäden vorfinanzieren (Farny 2006: 72).



## 4.6 Finanzierung

Die Finanzierung des vorgeschlagenen Systems erfolgt grundsätzlich durch den Arbeitnehmer. Sofern die Ausgestaltung in Form einer Gesamtrisikoversicherung – und nicht lediglich als Zusatzversicherung – erfolgt, wird die bisherige Aufteilung in Arbeitgeber- und Arbeitnehmerbeiträge zur Arbeitslosen- und Rentenversicherung aufgegeben. Da die Arbeitskosten davon nicht betroffen sind, ergeben sich für den Arbeitnehmer daraus allerdings keine systematischen Unterschiede bezüglich seiner finanziellen Belastung.

Im Zusammenhang mit der Arbeitslosenversicherung können weitere Arbeitsmarktakeure problemlos in die Finanzierung einbezogen werden, wodurch das Verursachungsprinzip gestärkt wird.<sup>125</sup> So besteht die Möglichkeit, Arbeitgeber in Form eines Experience Rating an den Prämienzahlungen ihrer Arbeitnehmer zu beteiligen. Sofern ein Versicherungsnehmer bei einem Unternehmen beschäftigt ist, das ein hohes Entlassungsrisiko aufweist, reduziert sich dadurch seine individuelle Versicherungsprämie *ceteris paribus*. Beachtet werden muss an dieser Stelle, dass die Beiträge des Arbeitgebers vollkommen unabhängig von den Versicherungsprämien seiner Arbeitnehmer ausgestaltet sind und allein von seinem individuellen Entlassungsverhalten abhängen. Um ihre finanzielle Belastung zu reduzieren, haben Unternehmen ansonsten einen Anreiz diejenigen Personen zu beschäftigen, die geringe Prämienzahlungen leisten (Berthold und Külpe 1987: 77). Auf diese Weise kommt es zu einer Selektion der Arbeitnehmer auf dem Arbeitsmarkt.

Eine risikoäquivalente Beteiligung der einzelnen Gewerkschaften an der Finanzierung der Arbeitslosenversicherung ist vergleichsweise schwierig umzusetzen, da eine verursachungsgerechte Zurechnung von Schäden kaum möglich ist. In diesem Fall bietet sich ein pauschaler Beitrag in Abhängigkeit von der durchschnittlichen Arbeitslosenquote (als Maß für das durchschnittliche Risiko) an. Die hierdurch bereitgestellten finanziellen Mittel können zur Finanzierung eines Konkursicherungsfonds genutzt werden.

Nach einem ähnlichen Muster ließen sich auch Gebietskörperschaften (z. B. Bundesländer) finanziell an der Arbeitslosenversicherung beteiligen. Die entsprechenden Beiträge sind an der regionalen Arbeitslosenquote auszurichten. Um lokale Arbeitsmärkte zu identifizieren, ist darauf zu achten, dass die regionalen Einheiten eine ausreichende Größe aufweisen. Die Beitragszahlungen können sowohl zur Finanzierung eines Konkursicherungsfonds herangezogen werden, als auch die Versicherungsprämien der regionalen Arbeitnehmer senken. Personen, mit Wohn-

<sup>125</sup> Insofern ist das vorgeschlagene System grundsätzlich kompatibel mit anderen bereits diskutierten Reformvorschlägen (vgl. Kapitel 2).

oder Arbeitsort in einer Region mit geringer Arbeitslosigkeit haben dann *ceteris paribus* geringere Prämien zu bezahlen.

#### **4.7 Besonderheiten eines Systems privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung**

Das vorgeschlagene System aus privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung mit jeweils risikoäquivalenten Prämien beinhaltet einige Besonderheiten, welche im Folgenden aufgezeigt werden. Die (quantitative) Bedeutung dieser Spezifika hängt jeweils stark von der genauen Ausgestaltung des Systems ab. So ist davon auszugehen, dass die Effekte bei einer freiwilligen Zusatzversicherung geringer ausfallen als bei einer obligatorischen Gesamtrisikoversicherung. Ebenfalls spielt es eine Rolle, ob eine kombinierte Versicherung oder getrennte Versicherungsverträge angeboten werden.

##### **4.7.1 Moral Hazard in der Arbeitslosenversicherung am Ende des Erwerbslebens**

Am Ende des Erwerbslebens besteht ein vergleichsweise großer Anreiz, Leistungen der Arbeitslosenversicherung als Übergang in die Ruhestandsphase zu nutzen. Um dieser Ausprägung des Moral Hazard zu entgegnen, können Versicherer die Vertragslaufzeit beschränken sowie Beitragsrückerstattungen gewähren. Ersteres hat jedoch den Nachteil, dass für eine bestimmte Zeitspanne kein Versicherungsschutz besteht. Sofern die private Arbeitslosen- und Rentenversicherung als kombinierte Versicherung ausgestaltet ist, besteht die zusätzliche Möglichkeit (wie in der gesetzlichen Rentenversicherung) Rentenabschläge bzw. -zuschläge zu berechnen. Arbeitslosigkeit im letzten Erwerbsjahr würde sich somit auf die Höhe der Rentenzahlung auswirken. So kann ein starker positiver Anreiz gesetzt werden, indem bei durchgängiger Erwerbstätigkeit eine Beitragsrückerstattung in der Arbeitslosenversicherung zu den Rentenansprüchen hinzuaddiert wird. Ebenfalls denkbar sind Rentenkürzungen, sofern der Versicherte am Ende seines Erwerbslebens arbeitslos wird bzw. Versicherungsleistungen in Anspruch nimmt. Arbeitslosigkeit kurz vor der Ruhestandsphase wirkt sich somit länger aus – in Form von gekürzten oder erhöhten Rentenansprüchen – als bei einer reinen Beitragsrückerstattung. Dies kann dazu beitragen, Moral Hazard wirkungsvoll einzuschränken.

##### **4.7.2 Aufbau eines Schwankungsfonds in der Arbeitslosenversicherung**

In Kapitel 3.2.1 wurde die Problematik positiv korrelierter Arbeitslosigkeitsrisiken ausführlich beleuchtet. In diesem Zusammenhang bieten Schwankungsfonds die Möglichkeit, Kumulrisiken zeitlich auszugleichen. Allerdings erweist sich der Aufbau

dieses Sicherheitskapitals als schwierig. So haben die ersten Versichertenkohorten eine vergleichsweise hohe finanzielle Last zu tragen. Bei einer kombinierten, privaten Arbeitslosen- und Rentenversicherung wird über die Prämienzahlungen zur Rentenversicherung ein großer Kapitalstock aufgebaut, dem zunächst keine Versicherungsleistungen gegenüberstehen. Der Aufbau eines Schwankungsfonds kann durch das vorgeschlagene System somit zeitlich gestreckt und damit erleichtert werden.

#### 4.7.3 Entwicklung des Zinsänderungsrisikos und der Arbeitslosenquote

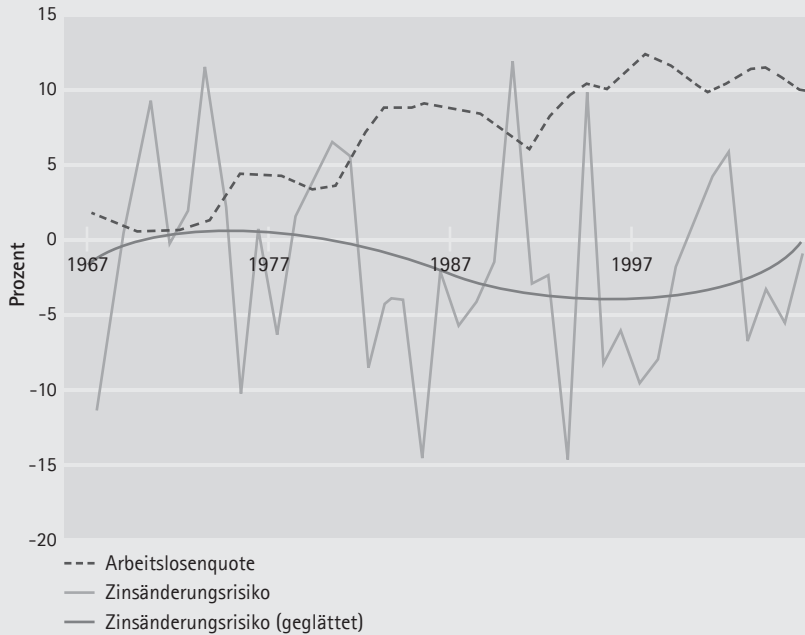
Das durchschnittliche Arbeitslosigkeitsrisiko kann näherungsweise durch die Arbeitslosenquote ausgedrückt werden. Insofern wird eine im Zeitverlauf steigende Arbeitslosenquote durch das Änderungsrisiko erfasst (Farny 2006: 89 ff.). Dieses ist bei Schadenversicherungen zwar faktisch nicht mitversichert, da es über Prämienanpassungen im Laufe der Zeit auf den Versicherungsnehmer abgewälzt wird, muss aber zunächst vom Versicherungsunternehmen getragen werden. Für die Renten- bzw. Lebensversicherung ergibt sich eine andere Form des Risikos über die Rentabilitätsschwankungen der Kapitalanlagen. Dahinter verbirgt sich die Gefahr eines mehr oder weniger großen Unterschieds zwischen der Durchschnittsrentabilität der Kapitalanlagen und der vertraglich festgelegten Garantieverzinsung, was als Zinsspannen- oder Zinsänderungsrisiko bezeichnet wird (Farny 2006: 532).

Problematisch im Zusammenhang mit einem System privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung ist der Fall, dass die Arbeitslosenquote und das Zinsänderungsrisiko in ihrem zeitlichen Verlauf positiv korreliert sind. In konjunkturell schlechten Zeiten ist die Versicherungswirtschaft dann doppelt belastet, wodurch letztlich die durchschnittliche Ruinwahrscheinlichkeit steigt. Abbildung 4.2 stellt die Entwicklung der westdeutschen Arbeitslosenquote und des Zinsänderungsrisikos<sup>126</sup> über einen fast 40-jährigen Zeitraum dar. Eine positive Korrelation ist hierbei nicht zu erkennen (Korrelationskoeffizient:  $-0,37$ ). Somit ist nicht davon auszugehen, dass das vorge-

126 Das hier dargestellte Zinsänderungsrisiko kann lediglich als grobe Approximation angesehen werden. Es stellt die Differenz aus Umlaufrendite öffentlicher Anleihen (als Näherungswert für die Garantieverzinsung) und durchschnittlicher Kapitalanlagerendite der Versicherungsunternehmen dar. Letztere wird als gewichteter Durchschnitt aus der Kursentwicklung von Deutschem Aktienindex (DAX) und Deutschem Rentenindex (REX) ermittelt, wobei eine zeitlich konstante Gewichtung von eins zu fünf angenommen wird. Dies ist insofern eine grobe Vereinfachung, als Versicherungsunternehmen lediglich zwischen zehn und 20 Prozent ihrer Kapitalanlagen auf festverzinsliche Wertpapiere (hier näherungsweise vertreten durch den REX) und Aktien (hier näherungsweise vertreten durch den DAX) aufteilen (Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft 2007). Es wird angenommen, dass sich die Renditen der übrigen Anlageformen tendenziell an der Umlaufrendite öffentlicher Anleihen orientieren, weshalb die obige Darstellung das Zinsänderungsrisiko eher überschätzt. Außerdem ist davon auszugehen, dass Versicherungsunternehmen in schlechten Börsenzeiten ihre Kapitalanlagequote in Aktien senken (Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft 2007). Da hier aber eine konstante Gewichtung angenommen wird, überzeichnet die obige Darstellung das Zinsänderungsrisiko abermals. Im Ergebnis dürften die Kurvenausschläge in der Realität weitaus geringer ausfallen. Für die vorliegende Fragestellung ist die Überschätzung des Zinsänderungsrisikos allerdings weniger problematisch, da lediglich die zeitliche Entwicklungsstruktur in Verbindung zur Arbeitslosenquote aufgezeigt werden soll.

schlagene System einer erhöhten durchschnittlichen Ruinwahrscheinlichkeit ausgesetzt ist. Im Gegenteil, es scheint sogar Potenzial zur Risikodiversifikation zu geben.

Abbildung 4.2: Entwicklung der westdeutschen Arbeitslosenquote und des Zinsänderungsrisikos von 1967 bis 2006



Quellen: Deutsche Bundesbank (2007a, b, c), Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft (2007), Statistisches Bundesamt (2007), eigene Berechnungen.

### 4.7.4 Demografischer Wandel

Wie bereits in Kapitel 4.3 erwähnt, ist eine kapitalgedeckte Alterssicherung weitaus weniger anfällig in Bezug auf demografische Entwicklungen als das Umlagesystem. Insofern ist der hier dargestellte Vorschlag hin zu einer kapitalgedeckten Rentenversicherung zukunftscompatibel. Allerdings verursachen die zunehmende Alterung und Schrumpfung der Gesellschaft auch beim Kapitaldeckungsverfahren Probleme, und zwar in Form sinkender Kapitalmarktrenditen (Wagner 1997: 56). Ein System privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung, wie es diese Arbeit vorschlägt, ermöglicht eine erweiterte Diversifikation dieses Kapitalmarktrisikos für die private Versicherungswirtschaft. So ist davon auszugehen, dass aufgrund des demografischen Wandels das durchschnittliche Arbeitslosigkeitsrisiko sinkt (Börsch-Supan

2004a: 3 ff.; Börsch-Supan und Wilke 2007).<sup>127</sup> Ein steigendes Kapitalmarktrisiko geht damit einher mit einem sinkenden Arbeitslosigkeitsrisiko.

#### 4.7.5 Der bestehende Markt für private Rentenversicherungen

Wie bereits angesprochen, ist der bestehende Markt für private Renten- bzw. Lebensversicherungen mitunter dadurch charakterisiert, dass die Prämien nicht risikoäquivalent kalkuliert werden. In der Folge bezahlen gute Risiken zu hohe, schlechte Risiken dagegen zu geringe Prämien. Dies hat sich auch mit der Deregulierung des europäischen Versicherungsmarktes 1994 nicht wesentlich verändert. Allerdings etablieren sich v. a. im angelsächsischen Raum zunehmend Lebensversicherungsprodukte, die das individuelle Langlebighkeitsrisiko zu erfassen versuchen (Ainslie 2000: 12; Richards and Jones 2004: 20).<sup>128</sup> Personen mit geringem Langlebighkeitsrisiko (gute Risiken) fragen verstärkt diese, als „Impaired Annuities“ bezeichneten, neuen Versicherungsprodukte nach. Für die herkömmlich kalkulierte Rentenversicherung steigt folglich das durchschnittliche Langlebighkeitsrisiko des Versichertenkollektivs, was zu sinkenden Unternehmensgewinnen und letztlich steigenden Prämien führt.<sup>129</sup> Dadurch fühlen sich die guten Risiken dazu veranlasst, den Kreis dieser Versicherten zu verlassen und in die neue Versicherung zu wechseln, weshalb die Prämien in der alten Versicherung abermals steigen. Der hier angedeutete Prozess der adversen Selektion bewirkt in seiner letzten Konsequenz, dass die gegenwärtig vorherrschende Rentenversicherung vom Markt verschwinden wird (Robinson und Richards 2005). Aufgrund seines zu erwartenden hohen Marktanteils wird das vorgeschlagene System einer privaten Arbeitslosen- und Rentenversicherung mit jeweils risikogerechten Prämien diesen bereits eingeleiteten Prozess beschleunigen.

<sup>127</sup> Unstrittig ist, dass der demografische Wandel zu einem sinkenden Arbeitsangebot führen wird und insofern den Arbeitsmarkt deutlich entlastet. In Bezug auf die Arbeitsnachfrage ist die Wirkung der demografischen Entwicklung jedoch kaum prognostizierbar (Deutscher Bundestag 2002: 82). Insofern ist die Gesamtwirkung auf die Arbeitslosigkeit nicht eindeutig, weshalb der Großteil der wissenschaftlichen Literatur von einem auch in Zukunft spürbaren Ausmaß der Arbeitslosigkeit ausgeht (Bellmann et al. 2003: 139). Im Ergebnis wird meist ein moderater Rückgang der Arbeitslosigkeit erwartet (Kistler und Hilpert 2001: 7).

<sup>128</sup> In Deutschland bietet gegenwärtig z. B. die Lebensversicherung von 1871 a. G. eine Rentenversicherung an, die unterschiedlichen individuellen Lebenserwartungen Rechnung trägt.

<sup>129</sup> Ainslie (2000: 3) geht davon aus, dass bereits bei einem Marktanteil von 7,5 Prozent für Impaired Annuities die Profitabilität herkömmlicher Renten- und Lebensversicherungsprodukte eingeschränkt wird.



## 5 Determinanten von Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit – theoretische Erklärungsansätze und empirische Befunde

Um Risikoprämien ausreichend differenzieren zu können, benötigen Versicherungsunternehmen Informationen über verschiedene Risikomerkmale. Letztere stehen in statistisch signifikantem Zusammenhang mit dem Erwartungsschaden und ermöglichen dem Versicherer, ein inhomogenes Versichertenkollektiv in homogenere Teilkollektive aufzugliedern. Der Nachweis kausaler Beziehungen zwischen Risikmerkmal und erwartetem Schaden ist hierbei von nachrangiger Bedeutung (Helten und Karten 1984: 255 f.).<sup>130</sup> Für den Versicherer ist es ausreichend, stabile statistische Korrelationen aufzudecken. Deshalb werden in diesem Kapitel theoretische Erklärungsansätze nur sehr kurz angesprochen, wenngleich eine theoretisch fundierte Auswahl möglicher Risikomerkmale tendenziell eher stabile – und nicht nur zufällige – Korrelationen aufdeckt.<sup>131</sup> Größeres Augenmerk wird auf bisherige empirische Ergebnisse zu den Determinanten von Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit gelegt. Hieraus lassen sich im weiteren Verlauf der Arbeit entsprechende Risikomerkmale ableiten.

### 5.1 Arbeitslosigkeit

#### 5.1.1 Theoretische Erklärungsansätze

Grob lassen sich die zahlreichen theoretischen Erklärungsansätze für Arbeitslosigkeit in makroökonomische und mikroökonomische unterscheiden. Dem Fokus der vorliegenden Arbeit entsprechend, soll an dieser Stelle lediglich auf Letztere Bezug genommen werden. Dazu zählen insbesondere:

- Humankapitalansatz
- Segmentationstheorie
- Suchtheorie
- Kontrakttheorie

130 Diese Aussage ist insofern einzuschränken, als der Gesetzgeber durch § 81e Versicherungsaufsichtsgesetz (VAG) eine Differenzierung der Kfz-Haftpflichtversicherungsprämien nach Staatsangehörigkeit bzw. ethnischer Gruppe untersagt hat, obgleich ein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen Staatsangehörigkeit und Erwartungsschaden in der Kfz-Haftpflichtversicherung nachweisbar ist. Allerdings ist dies bislang die einzige derartige gesetzliche Einschränkung. Auch in § 19 Abs. 1 Nr. 2 Allgemeines Gleichbehandlungsgesetz (AGG) wird ein Diskriminierungsverbot (nach Rasse, ethnischer Herkunft, Geschlecht, Religion, Behinderung, Alter und sexueller Identität) für private Versicherungsverhältnisse festgelegt. Allerdings dürfen Versicherungsunternehmen dennoch eine entsprechende Differenzierung der Prämien vornehmen, wenn sie diese durch eine Risikobewertung rechtfertigen, welche auf versicherungsmathematischen Methoden beruht und statistische Daten zugrunde legt (§ 20 Abs. 2 AGG).

131 Für umfangreichere Theoriezusammenstellungen zur Arbeitslosigkeit sei z. B. auf Hartmann (1998: 19 ff.), Schneider (1990: 4 ff.), Wagner und Jahn (2004: 63 ff.) sowie auf die dort zitierte Literatur verwiesen. Theoretische Ansätze zur Erklärung von Langlebigkeit finden sich beispielsweise in Klein et al. (2001), Schneider (2002 und 2003) sowie Steinkamp (1993 und 1999). Für einen breiteren Überblick sei wiederum auf die dort zitierte Literatur verwiesen.

- Effizienzlohntheorie
- Insider-Outsider-Theorie
- Sortiermodelle.

Nach dem Humankapitalansatz wird das Kündigungsverhalten und damit das Arbeitslosigkeitseintrittsrisiko maßgeblich von der Höhe des individuellen und insbesondere des betriebsspezifischen Humankapitals bestimmt.<sup>132</sup> Sofern der Arbeitgeber in betriebsspezifische Kenntnisse und Fähigkeiten seiner Mitarbeiter investiert, hat er ein großes Interesse daran, diese Mitarbeiter an das Unternehmen zu binden (Hartmann 1998: 34) und die entsprechenden Produktivitätspotenziale langfristig zu nutzen. Demnach besteht ein negativer Zusammenhang zwischen der Höhe des betriebsspezifischen Humankapitals und dem Eintrittsrisiko in Arbeitslosigkeit. Des Weiteren lässt sich aus der Humankapitaltheorie ableiten, dass es im Verlauf einer Arbeitslosigkeitsepisode zu einer Abschreibung von Humankapital kommt. Dies geschieht zum einen durch Abnahme allgemeiner und betriebsspezifischer Kenntnisse, zum anderen durch fehlendes Training (Helberger 1982: 408). In der Folge sinkt die individuelle Produktivität, was seinerseits die Wiederbeschäftigungschancen mindert. Auf diese Weise hat Arbeitslosigkeit einen selbst verstärkenden Charakter (Schneider 1990: 27).<sup>133</sup>

Die Segmentationstheorie unterteilt den Arbeitsmarkt in getrennte Teilmärkte, zwischen denen nur ein geringer Austausch von Arbeitnehmern stattfindet.<sup>134</sup> Das individuelle Arbeitslosigkeitsrisiko wird in erster Linie durch die Eigenschaften des Arbeitsmarktsegmentes bestimmt, in dem eine Person beschäftigt ist. Hierbei lassen sich vereinfachend zwei Teilarbeitsmärkte unterscheiden. Im primären Arbeitsmarktsegment werden vermehrt hoch ausgebildete, mit betriebsspezifischem Humankapital ausgestattete, gut bezahlte Arbeitskräfte beschäftigt. Die Aufstiegschancen, die Arbeitszufriedenheit sowie die Beschäftigungssicherheit sind vergleichsweise hoch. Das Risiko arbeitslos zu werden ist somit verhältnismäßig gering. Ist eine Person jedoch von Arbeitslosigkeit betroffen, so ist die zu erwartende Arbeitslosigkeitsdauer relativ lang, da das primäre Arbeitsmarktsegment hohe Eintrittsbarrieren aufweist. Dem entgegen steht ein sekundärer Teilarbeitsmarkt. Dort werden Arbeitskräfte weniger gut entlohnt, die Arbeitsbedingungen und Aufstiegschancen sind vergleichsweise schlecht. Daraus resultiert eine geringe Be-

132 Im Kern dient die Humankapitaltheorie der Erklärung von Lohnbildung und Einkommensverteilung (Becker 1962; Mincer 1958). Sie ist jedoch auch auf die Erklärung von Arbeitslosigkeit anwendbar (Schneider 1990: 26).

133 In diesen Kontext ist der von Heckman und Borjas (1980: 148) thematisierte Begriff der „state dependence“ einzuordnen, wonach die Wahrscheinlichkeit arbeitslos zu werden oder zu bleiben von der Dauer der aktuellen („duration dependence“) bzw. vergangener Arbeitslosigkeitsspannen („lagged duration dependence“) und der Anzahl vergangener Arbeitslosigkeitsepisoden („occurrence dependence“) abhängt.

134 Den Grundstein der Segmentationstheorie bilden die Arbeiten von Doeringer und Piore (1971) sowie Piore (1969).



schäftigungsstabilität sowie kurze Arbeitslosigkeitsdauern (Schneider 1990: 22 ff. sowie Hartmann 1998: 46 ff.).

Ein Ansatz, welcher vorrangig die individuelle Dauer der Arbeitslosigkeit erklärt, ist die Suchtheorie.<sup>135</sup> Demnach hängt die Suchdauer in Arbeitslosigkeit von Grenzertrag und Grenzkosten der weiteren Suche ab (Mortensen 1970: 848 f.). Hohe Suchkosten führen *ceteris paribus* zu einer geringen Arbeitslosigkeitsdauer, niedrige Suchkosten dagegen zu länger andauernder Arbeitslosigkeit. Es lassen sich vielfältige Parameter identifizieren, die die Suchkosten determinieren. Als zentrale Größen werden hierbei der entgangene Lohn, als Opportunitätskosten der Suche, sowie die Höhe der Arbeitslosenunterstützung angesehen. Darüber hinaus können jedoch auch weitere Faktoren identifiziert werden, die die Suchkosten maßgeblich beeinflussen. Persönliche und finanzielle Verpflichtungen des Arbeitssuchenden sind ebenso darunter zu fassen wie die individuelle Motivation und Bereitschaft zur Arbeitssuche. Im Ergebnis ergibt sich für jeden Arbeitssuchenden ein individueller Akzeptanzlohn, ab dem er bereit ist, ein Arbeitsplatzangebot anzunehmen. Je höher dieser Akzeptanzlohn ist, desto länger dauert eine Arbeitslosigkeitsepisode.

Im Zentrum der Kontrakttheorie steht die Risikoaversion des Arbeitnehmers bezüglich zukünftiger Einkommensschwankungen.<sup>136</sup> Im Rahmen eines impliziten Vertrags vereinbart der Arbeitnehmer deshalb einen festen Lohnsatz mit seinem Arbeitgeber, wodurch dem Anstellungsverhältnis eine Versicherungskomponente zuwächst. Bei guter Geschäftslage verzichtet der Arbeitnehmer auf einen Teil seiner Grenzentlohnung. Im Gegenzug bezahlt das Unternehmen in schlechten Absatzzeiten die Differenz zwischen vereinbartem Lohn und tatsächlichem Grenzprodukt (Helberger 1982: 402). Arbeitslosigkeit entsteht einerseits, wenn die Wirkung exogener Einflüsse den impliziten Versicherungsschutz übersteigt – entweder aufgrund extremer, unvorhersehbarer Absatzschwierigkeiten oder besonders attraktiver Lohnofferten anderer Unternehmen an den Arbeitnehmer (Franz 1982: 51). Eine zweite Erklärung für die Entstehung von Arbeitslosigkeit liegt in der Vereinbarung temporärer Entlassungen. Das Unternehmen kann dadurch Zeiten der Unterauslastung überbrücken und sichert dem Arbeitnehmer nach Besserung der Geschäftslage eine Wiedereinstellung zu. Für Letzteren kann die vorübergehende Arbeitslosigkeit lediglich dann eine gangbare Option darstellen, wenn dies mit einem positiven Nutzen, z. B. durch Freizeitgewinn oder Arbeitslosenunterstützung, verbunden ist. Somit liefert die Kontrakttheorie eine Erklärung für temporäre Arbeitslosigkeit (Helberger 1982: 403).

135 Ein Basismodell geht auf Mortensen (1970) zurück. Daneben existiert eine Fülle von Modellerweiterungen und -modifikationen. Einen Überblick geben Wagner und Jahn (2004: 63 ff. und 97 ff.).

136 Das Grundmodell geht auf Azariadis (1975), Baily (1974) sowie Gordon (1974) zurück.

Ebenso wie der kontrakttheoretische Ansatz erklären die Effizienzlohntheorien die Entstehung von Arbeitslosigkeit über die Existenz nicht markträumender Löhne (Yellen 1984: 200). Für Arbeitgeber ist es rational, höhere als die gleichgewichtigen Löhne zu bezahlen, wenn sie hierdurch betriebspezifisches Humankapital an das Unternehmen binden (Labor-Turnover-Ansatz) (Stiglitz 1974: 195). Da die Leistungsüberwachung der Mitarbeiter mit Kosten verbunden und lediglich unvollständig möglich ist, soll die Gewährung von Effizienzlöhnen Anreize für Mitarbeiter schaffen, ihr Produktivitätspotenzial besser auszuschöpfen (Shirking-Ansatz) (Shapiro und Stiglitz 1984: 433). Sofern die Mitarbeiter eine Einschätzung bezüglich eines fairen Lohns besitzen, ist ihr Leistungswille maßgeblich davon bestimmt, ob der tatsächlich bezahlte dem fairen Lohn entspricht. Orientieren sich Unternehmen in ihrer Lohngewährung am fairen Lohn und liegt der faire Lohn über dem Markträumungsniveau, so führt dies zu Arbeitslosigkeit (Fair-Wage-Ansatz) (Akerlof 1982).<sup>137</sup> Die direkte Anreizwirkung von Effizienzlöhnen egalisiert sich zwar, sofern alle Unternehmen dazu übergehen, marktlohnübersteigende Löhne zu bezahlen. Die dadurch indizierte Arbeitslosigkeit impliziert jedoch eine Abschreckungswirkung. Um drohende Arbeitslosigkeit zu vermeiden, werden Arbeitnehmer tendenziell eher im Unternehmen verbleiben sowie ihr Leistungspotenzial ausschöpfen.

Ein Erklärungsansatz, der die Verfestigung von Arbeitslosigkeit durch Lohnrigiditäten erklärt, ist die Insider-Outsider-Theorie (Blanchard und Summers 1987). Die bereits Beschäftigten (Insider) setzen ihre Verhandlungsmacht, die z. B. von Fluktuationskosten bei Stellenneubesetzung herrührt, zugunsten höherer Löhne ein. Bestehendes Potenzial für Neueinstellungen wird dadurch aufgezehrt, Arbeitslose (Outsider) bleiben somit arbeitslos (Franz 2006: 309 ff.).

Sortiermodelle erklären die Entstehung von Arbeitslosigkeit über die beiderseitige Unsicherheit beim Abschluss eines Arbeitsvertrags.<sup>138</sup> Der Arbeitgeber hat zum Zeitpunkt der Einstellung nur wenige Informationen darüber, ob ein Kandidat für die Stelle geeignet ist. Das Gleiche gilt für den Bewerber. Auch er weiß nicht mit Sicherheit, ob der Arbeitsplatz zum ihm passt – entweder, weil er seine eigenen Fähigkeiten (noch) nicht richtig einschätzen kann (Job-Shopping-Ansatz), oder aufgrund der Unsicherheit bezüglich des neuen Arbeitgebers und der neuen Stelle (Job-Matching-Ansatz). Insofern ähnelt die Kontrahierung einem Lotteriespiel (Franz 1982: 46). Erweist sich für den Arbeitgeber oder Arbeitnehmer eine Stellen-

<sup>137</sup> Der Fair-Wage-Ansatz liefert außerdem eine Erklärung für die Existenz von Lohndifferenzialen und Arbeitsmarktsegmentierung (Akerlof und Yellen 1990: 256). Im Rahmen der Effizienzlohntheorien ist außerdem der Adverse-Selection-Ansatz zu nennen. Demnach lesen Unternehmen die Produktivität eines potenziellen Arbeitnehmers an dessen Lohnforderung ab. Ein hoher Lohn wird als Signal für hohe Produktivität interpretiert (Schäfer 2003a: 24).

<sup>138</sup> Einen komprimierten Überblick über Sortiermodelle liefert unter anderem Franz (1982).

besetzung im Nachhinein als nicht erfolgreich, kommt es zu einer Trennung. In der Folge kann Arbeitslosigkeit entstehen.

Alle bisher skizzierten Theorien beziehen sich auf die Schnittstelle zwischen Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit. Für den Übergang in die Nichterwerbstätigkeit können spezifische Moral Hazard Effekte relevant sein, welche grundsätzlich auch in den bereits angesprochenen Erklärungsansätzen auftreten. Denkbar ist zum Beispiel, dass die Zeit bis zum Eintritt des Ruhestands durch die Arbeitslosenunterstützung überbrückt wird, oder eine ohnehin angestrebte Erwerbsunterbrechung, z. B. aus familiären Gründen, durch finanzielle Leistungen der Arbeitslosenversicherung „versüßt“ wird (Schneider 1990: 28 f.).

### 5.1.2 Empirische Befunde

Die wirtschafts- und sozialwissenschaftliche Literatur enthält zahlreiche Arbeiten, die die aufgeführten theoretischen Erklärungsansätze empirisch untersuchen. Eine Auswahl daraus wird im Folgenden tabellarisch dargestellt. Hierbei werden die Einflussfaktoren auf den Eintritt in Arbeitslosigkeit (Tabelle 5.1) und auf die Arbeitslosigkeitsdauer (Tabelle 5.2) getrennt betrachtet. Ziel ist es nicht, einzelne Theorien zu überprüfen. Vielmehr sollen – basierend auf bisherigen empirischen Erkenntnissen – mögliche Risikomerkmale für den Eintritt und den Verbleib in Arbeitslosigkeit identifiziert werden. Deshalb ist die Auswahl der im Folgenden zitierten Studien so gestaltet, dass die Bandbreite unterschiedlicher Datensätze und Methoden über einen langen Forschungszeitraum sichtbar wird und somit eine möglichst große Anzahl potenzieller Risikomerkmale aufgezeigt werden kann. Der Aufbau der Tabellen ist dabei wie folgt: Die Studien werden in alphabetischer Reihenfolge aufgeführt. Herausgestellt werden jeweils die wichtigsten Charakteristika, wie Datenquelle, Erhebungsjahr und -land, Methode sowie Datenbeschränkungen. Aus Platzgründen erfolgt die Wiedergabe der Ergebnisse in sehr komprimierter Form. Es werden dennoch jeweils alle erklärenden Einflussgrößen sowie die entsprechenden Wirkungszusammenhänge mit der endogenen Variable ausgewiesen. Studien, die mehrere Schätzmodelle enthalten, werden dementsprechend dokumentiert. So finden sich getrennte Schätzungen für Subpopulationen, einzelne Jahre, unterschiedliche Datensätze und Länder sowie unterschiedliche endogene Variablen.

Eine ausführliche Diskussion einzelner Studien würde den Rahmen dieser Arbeit sprengen. Übereinstimmungen sowie Heterogenitäten bezüglich einzelner Forschungsergebnisse werden an dieser Stelle allerdings kurz wiedergegeben. Die folgenden Ausführungen stellen damit einen komprimierten Überblick über mögliche Risikomerkmale dar, welche in späteren Kapiteln zum Einsatz kommen. Insofern

wird lediglich auf jene Variablen Bezug genommen, die grundsätzlich als Risikomerkmakmal in Frage kommen und die entsprechenden notwendigen Eigenschaften aufweisen.<sup>139</sup>

Anders als in bisherigen empirischen Untersuchungen bezieht sich die vorliegende Arbeit auf eine eingeschränkte Form der Arbeitslosigkeit. Diese ist dadurch charakterisiert, dass sie im direkten Anschluss an eine Mindestanzahl von Monaten in Erwerbstätigkeit auftritt.<sup>140</sup> Insofern sind die im Folgenden zitierten Studien, bei denen ausnahmslos umfangreichere Definitionen von Arbeitslosigkeit (meist registrierte Arbeitslosigkeit) untersucht werden, nicht direkt auf die zugrunde liegende Arbeit übertragbar. Die enge Definition von Arbeitslosigkeit ist insofern notwendig, als im Kontext der Versicherung der Leistungsfall Arbeitslosigkeit exakt abgegrenzt werden muss. Eine große Anzahl der hinlänglich als arbeitslos betrachteten Personen zählt im empirischen Teil dieser Arbeit demnach nicht zur Gruppe der (leistungsberechtigt) Arbeitslosen.

In Bezug auf das Arbeitslosigkeitseintrittsrisiko herrscht weitestgehende Einigkeit darüber, dass es einen positiven Zusammenhang zwischen dem Alter sowie dem Gesundheitszustand einer Person und deren Risiko, arbeitslos zu werden, gibt. Personen mit abhängigen Kindern im Haushalt werden vergleichsweise häufiger arbeitslos. Männer, Teilzeitbeschäftigte, Wohneigentümer sowie Verheiratete weisen dagegen *ceteris paribus* ein geringeres Eintrittsrisiko in Arbeitslosigkeit auf. Darüber hinaus ist das Risiko arbeitslos zu werden *ceteris paribus* umso geringer, je besser eine Person ausgebildet ist.<sup>141</sup> Schließlich steht die Betriebsgröße in negativem Zusammenhang mit dem Risiko des Arbeitslosigkeitseintritts. Zu nicht eindeutigen Ergebnissen kommen empirische Studien bezüglich der Nationalität. So ist bislang nicht geklärt, ob Ausländer unter sonst gleichen Bedingungen ein höheres oder geringeres Risiko aufweisen, in Arbeitslosigkeit zu geraten. Frühere Arbeitslosigkeitserfahrungen stehen zwar nicht in kausaler Beziehung mit dem Arbeitslosigkeitseintrittsrisiko, dennoch besteht ein statistisch positiv signifikanter Zusammenhang zwischen den beiden Größen. Aus diesem Ergebnis lässt sich die Vermutung ableiten, dass die Variable frühere Arbeitslosigkeit mit nicht beobachtbaren Einflussfaktoren, wie beispielsweise Motivation, Auftreten, Selbständigkeit, korreliert ist und diese somit in sich vereint. Darüber hinaus enthalten viele Studien

139 Hierzu zählt in erster Linie die sichere Bestimmbarkeit und Überprüfbarkeit, sowie die Nicht-Manipulierbarkeit. In diesem Zusammenhang wird deshalb oftmals von objektiven Risikomerkmalen gesprochen (Farny 2006: 33 sowie Helten und Karten 1984: 255 ff.). Beispielsweise können bestimmte exogene Variablen, wie z. B. der Erwerbsstatus vor Eintritt in Arbeitslosigkeit, nicht als Risikomerkmale fungieren, da dieser zum Zeitpunkt eines Vertragsabschlusses nicht bekannt ist.

140 Beispielhaft werden in dieser Arbeit zwölf Monate minimale Vorbeschäftigungsdauer angesetzt. Für die genaue Definition leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit sei auf Kapitel 6.5.2.1 verwiesen.

141 Die Bildung wird hierbei unterschiedlich operationalisiert: Anzahl der Schuljahre, schulischer Bildungsabschluss, beruflicher Bildungsabschluss, Stellung im Beruf.

weitere exogene Variablen, die als Kontrollvariablen fungieren: Wirtschaftszweige, regionale Charakteristika, Arbeitgeberinformationen.

Zeigen die Studienergebnisse im Zusammenhang mit dem Arbeitslosigkeits-eintrittsrisiko vergleichsweise große Übereinstimmungen, so fallen diese bezüglich des Verbleibsrisikos in Arbeitslosigkeit bei weitem uneinheitlicher aus. Als gesichert kann lediglich ein jeweils negativer Zusammenhang zwischen Verbleibsrisiko und Bildung, Erwerbseinkommen, Gesundheit sowie Wohneigentümerschaft angesehen werden. Eine größtenteils bestätigte positive Beziehung besteht jeweils zwischen dem Risiko arbeitslos zu bleiben und dem Alter sowie dem Geschlecht weiblich. In Bezug auf andere erklärende Variablen, wie Familienstand, Kinderzahl, Nationalität, Teilzeiterwerbstätigkeit vor Eintritt in die Arbeitslosigkeit sowie Anzahl und Dauer vergangener Arbeitslosigkeitsepisoden zeichnet das Gesamtbild aller Studien ein sehr heterogenes Bild. So finden sich für dieselbe Variable zum Teil positive, zum Teil negative statistisch signifikante wie insignifikante Zusammenhänge mit der zu erwartenden Arbeitslosigkeitsdauer. Als Kontrollvariablen fungieren die Kalenderzeit des Arbeitslosigkeitseintritts, Regionalcharakteristika sowie Wirtschaftszweige.

Tabelle 5.1: Ausgewählte empirische Arbeiten zu den Determinanten des Arbeitslosigkeitseintritts

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)			
			gemein- same Schätzung	Deutsche	Ausländer
Arrow (1996)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–1990 3. Westdeutschland 4. semiparametrisches Proportional Hazard Modell, u. a. getrennt für Männer und Frauen sowie jeweils für Deutsche und Ausländer 5. bedingte Wahrschein- lichkeit des Austritts aus Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit 6. nur erwerbstätige Personen, die in 1984 zwischen 18 und 64 Jahre alt waren				
		weiblich	(+*)		
		Ausländer	(+*)		
		Alter	(-*)	(-*F)	(-*M)
		vergangene AL-Episode	(+*)	(+*M)	(+*M)
		Betriebsgröße	(-*)	(-*)	(-*)
		chronische Erkrankung	(+)	(-M/+*F)	(+*M/-F)
		Krankheitstage > 42	(-)	(-M)	(-M/+*F)
		Wirtschaftszweig	(*)	(n)	(n)

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)	
Behrens et al. (1992)	1. Krankenkassendaten der AOK „Küstenstadt“ 2. 1975–1979 3. Westdeutschland 4. semiparametrisches Proportional Hazard Modell 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit 6. k. A.	Alter (-*) Interaktionsterme: Alter • (Häufigkeit der Arbeitsunfähigkeit) (+*) Ausländeranteil im Betrieb (+*) Betriebsgröße (-*) teilzeiterwerbstätig (-*) alte Belegschaft (-*) Ausländer (-*) Interaktionsterm: teilzeiterwerbstätig • (Häufigkeit der Arbeitsunfähigkeit) (+*) Interaktionsterm: Ausländer • (Dauer der Arbeitsunfähigkeit) (-*) ----- nicht signifikant, deshalb nicht dokumentiert: weiblich, Arbeitsmarktsegment (extern/intern), Beschäftigungssektor, Frauenanteil im Betrieb, Dauer der Arbeitsunfähigkeit, Häufigkeit der Arbeitsunfähigkeit, weitere Interaktionsterme	
Cahuzac (1998)	1. administrative Rentendaten 2. 1977–1985 3. Belgien 4. Fixed Effects autoregressive Logit Regression erster Ordnung 5. arbeitslos in Periode t (ja/nein) 6. nur französischsprachige, männliche Angestellte der Geburtskohorte 1951	„... a man's unemployment in one year is a good predictor of his unemployment in the next year ...“ (S. 244)	
Fieldhouse (1996)	1. Samples of Anonymized Records 2. 1991 3. England 4. Logit Regression, getrennt für Männer und Frauen 5. arbeitslos (ja/nein) 6. nur Personen, die in den letzten 10 Jahren berufstätig waren	Alter 35–44 (-*), d. h. u-förmiger Zusammenhang nicht weiß (+*) verheiratet (-*) abhängige Kinder (+*) Mieter (+*) außerhalb GB geboren (+*F)	hohe Qualifikation (-*) Stellung im Beruf (-*) Wirtschaftszweige (*) Region (*) Zusammensetzung des lokalen Arbeitsmarktes bezüglich Wirtschaftszweigen (*)

## Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)	
Heckman und Borjas (1980)	1. National Longitudinal Survey of Young Men 2. 1969–1971 3. Vereinigte Staaten 4. Conditional Exit Times nach Bates und Neyman (1952) 5. bedingte Anzahl Übergänge von Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit 6. nur weiße Männer mit High School Abschluss des Jahres 1969	„... previous unemployment experience does not affect the probability of exiting employment into the state of unemployment.“ (S. 275)	
Klein (1990)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–k. A. 3. Westdeutschland 4. Proportional Hazard Weibull Modell, u. a. getrennt für Männer und Frauen 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Wiederbeschäftigung in Arbeitslosigkeit 6. nur Deutsche, deren Bildungsniveau mit einheitlichem Maßstab gemessen ist	Alter (+M/-F) Bildung (-*M) gesundheitliche Einschränkung (+) verheiratet (-M/+F) Erwerbsstatus vor letzter Arbeitslosigkeit (Referenz: erwerbstätig): • Ausbildung (-*F) • Wehr- Zivildienst/Haushaltstätigkeit (-) • sonstiges (-) teilzeiterwerbstätig (+M/-F) letzte AL-Dauer (+)	
Nickell (1980)	1. General Household Survey 2. 1972 3. England 4. Logit Regression 5. arbeitslos (ja/nein) 6. nur Männer älter als 18 Jahre	Alter 40–49 (-*), d. h. u-förmiger Zusammenhang längere Krankheit (+*) qualifiziert (-*) Schuljahre (-) nicht verheiratet (+*)	Zahl abhängiger Kinder (+*) Ehefrau berufstätig (-*) berufliche Stellung (-*) <sup>1</sup> Vater Arbeiter (-) Region (*) Mieter in öffentl. Einrichtung (+*)

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)			
Pissaridis und Wadsworth (1992)	1. Labour Force Survey 2. 1979+1986 3. England 4. Logit Regression, getrennt für Männer und Frauen und für 1979 und 1986 5a. arbeitslos (ja/nein) 5b. langzeitarbeitslos (ja/nein) 5c. wiederholt arbeitslos (ja/nein) 6. k. A.	Alter Single nicht weiß Bildung Mieter abhängige Kinder kürzlich umgezogen berufliche Stellung Region Grund für Arbeitslosigkeit: • Kündigung • Zeitvertrag • Selbstkündigung	5a (-*) (+*) (+*) (-*) (+*) (+*) (+*) (-*) (*)	5b (+*) (+*) (+) (-*) (+*) (-*) (-*) (-*) (-*)  (-*) (-) (!)	5c (-) (+*) (+*) (-) (+*) (!) (-) (-*)   (-*) (!)
Rudolph und Müntnich (2001)	1. Modellprojekt „Profiling“ 2. 1998 3. Westdeutschland 4. Probit Regression 5. Beendigung der Arbeitslosigkeit nach mehr als einem Jahr (ja/nein) 6. nur Arbeitslose	Alter (+*) weiblich (+*) ohne abgeschl. Berufsausb. (+*) Ausländer (+) Branche/Berufsfeld (*)	Dauer letzte Beschäftigung (+*) Arbeitsamt (*) Grund für Arbeitslosigkeit: • Kündigung (+) • Zeitvertrag (-) gesundheitl. Einschränkung (+*)		
Steiner (1990)	1. PSA-Datei Arbeitsamtsbezirk Linz 2. 1983+1986 3. Österreich 4a. Probit Regression, getrennt für Männer und Frauen 4b. ordinale Probit Regression, getrennt für Männer und Frauen 5a. wiederholt arbeitslos (ja/nein) 5b. Anzahl Arbeitslosigkeitsepisoden 1983–86 (0–4) 6. nur Personen jünger als 53 Jahre, die 1983 arbeitslos gemeldet waren	Alter Alter quadriert Alter 30–49, d. h. u-förmiger Zshg. verheiratet und Kind Ausländer Vermittlungsbehinderung Betriebliche Berufsausbildung Dauer der AL-Episode 1983 Interaktionsterm: Ausländer • (Dauer AL-Episode 1983 > 6 Monate) Interaktionsterm: [Alter > 55 (Männer) bzw. > 52 (Frauen)] • [Dauer AL-Episode 1983 > 6 Monate] Anzahl der AL-Episoden 1983–1986 Stellenandrangszahl selektionsbereinigte Lohnersatzrate	5a (+*M) ( *M)  ( *)  (+*) (+*) (+*M)  (+*M) (+*M) (M/+F)	5b ( *M)  (+*F) ( *F) (*F/+*M) (+*) ( *M) ( *M) ( *F)  (+*M) (+*M)	
Anmerkungen: +/-: positiver/negativer Zusammenhang, *(n): statistisch (nicht) signifikantes Ergebnis auf einem minimalen Signifikanzniveau von fünf Prozent, F: Ergebnis gilt nur für Frauen bzw. ist nur für Frauen statistisch signifikant, M: Ergebnis gilt nur für Männer bzw. ist nur für Männer statistisch signifikant. !Ergebnisse sind nicht eindeutig: signifikant oder insignifikant mit wechselndem Vorzeichen für unterschiedliche Schätzungen.					
Quelle: Eigene Zusammenstellung.					



Tabelle 5.2: Ausgewählte empirische Arbeiten zu den Determinanten der Arbeitslosigkeitsdauer

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)		
			1978	1987
Arulampalam und Stewart (1995)	1a. UK Department of Health and Social Security Cohort Study of the Unemployed	Alter	(-*)	(-*)
	1b. Department of Social Security Survey of Incomes In and Out of Work	verheiratet	(+*)	(-)
2. 1987+1988	3. England	weiß	(-)	(+)
		Bildung	(+*)	(+*)
4. semiparametrisches Proportional Hazard Modell, getrennt für 2 Ko- horten; eine mit geringer (1978), eine mit hoher gesamtwirtschaftlicher Arbeitslosigkeit (1987)	5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit	Wohnbesitz	(+)	(+)
		gesundheitliche Einschränkung	(-)	(-)
6. nur 2 Männerkohorten, die 1978 bzw. 1987 in eine mind. 4-wöchige Arbeitslosigkeit eintraten		lokale AL-Quote	(+*)	(-*)
		zu erwartendes log. Erwerbseinkommen	(+*)	(+*)
		log. Einkommen während AL	(-*)	(-)
		Erwerbscharakteristika vor Arbeitslosigkeit:		
		• Gewerkschaftsmitglied	(-)	(-)
		• kein Bezugsrecht von AL-Unterstützung	(+)	(-)
		• letzte Beschäftigung kürzer als 12 Monate	(+*)	(+*)
		• auf Arbeitssuche während letzter Beschäftigung	(+)	(+)
		• arbeitslos in den letzten 12 Monaten	(-*)	(-*)
		• teilzeiterwerbstätig in den letzten 12 Monaten	(-*)	(-)
		• Selbstkündigung	(-*)	(-)
		• Bezug einer pauschalen Zahlung, wie Abfindung oder Urlaubsgeld	(+)	(-)
		• Spline Modell:		
		• pauschale Zahlung < oberes Quartil	(+)	(+)
		• pauschale Zahlung > oberes Quartil	(-*)	(-*)
Bender et al. (2000)	1. IAB-Beschäftigtenstichprobe	Alter (-*)		
	2. 1980–1995	Deutscher (+*)		
3. Westdeutschland	4. diskrete Verweildauer- analyse mit bayesianischem Modellansatz, getrennt für Männer und Frauen	Art des Leistungsbezugs (Referenzkategorie: AL-Geld):		
		• AL-Hilfe (-M/+F)		
5. bedingte Wahrscheinlich- keit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit	6. nur Personen, die ihre sozialversicherungs- pflichtige Erwerbsgeschichte während des Erhe- bungszeitraums komplett in Deutschland verbracht haben und mindestens eine Leistungsbezugszeit aufweisen	• Unterhaltsgeld (-*)		
		Bildung (+)		
		Anzahl früherer AL-Episoden (+*)		
		Kalenderzeit (*)		
		Saison (*)		
		Region (n)		

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)		
			IABS	SOEP
Biewen und Wilke (2005)	1a. IAB-Beschäftigtenstichprobe 1b. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–1997 3. Westdeutschland 4a. semiparametrisches Proportional Hazard Modell, getrennt für Männer und Frauen 4b. Accelerated Failure Time Modell unter Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität, getrennt für Männer und Frauen 5a. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit 5b. logarithmierte Verweildauer in Arbeitslosigkeit 6. nur Personen, die zwischen 26 und 48 Jahren eine Arbeitslosigkeitsepisode aufweisen	Alter	(-*)	(-*)
		verheiratet	(+*)	(-)
		Kinder	(!)	(+*M/-*F)
		Bildung	(+*)	(+*M/-*F)
		Angestellter	(-*M)	(-M/+F)
		Erwerbseinkommen	(+*)	(!)
		Dauer letzte Beschäftigung	(-*)	(+M/-F)
		arbeitslos in den letzten 12 Monaten	(+*)	(+*)
		Bundesland	(*)	(*)
		Wirtschaftszweig	(*)	(*)
		maximale Bezugsdauer der AL-Unterstützung	(+*) <sup>1</sup>	(+*M/-F)
		Lohnersatzrate	(-*) <sup>1</sup>	(-*M)
		Jahreszeitdummies	(*)	(*F)
		Dezember	(-*)	(+*F)
		aggregierte Abflussrate aus Arbeitslosigkeit	(-M/+*F)	(+)
Choi und Shin (2002)	1. Panel Study of Income Dynamics 2. 1985–1995 3. Vereinigte Staaten 4. OLS Regression 5. Differenz der log. Arbeitslosigkeitsdauern zweier aufeinander folgender AL-Episoden 6. k. A.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Anzahl vergangener AL-Episoden hat keinen Einfluss auf Arbeitslosigkeitsdauer („no occurrence dependence in the duration of unemployment spells“, S. 160)</li> <li>• Anzahl vergangener AL-Episoden hat einen positive Einfluss auf versicherte Arbeitslosigkeitsdauer („positive occurrence dependence in unemployment insurance spells“, S. 160)</li> <li>• große Heterogenität zwischen Personengruppen: Ein positiver Einfluss vergangener AL-Episoden auf die versicherte Arbeitslosigkeitsdauer kann nur für Männer, besser Qualifizierte und Weiße festgestellt werden.</li> </ul>		
Corak (1993)	1. Administrative Daten 2. 1971–1990 3. Kanada 4. OLS Regression, getrennt für Männer und Frauen 5. Differenz der log. Arbeitslosigkeitsdauern zweier aufeinander folgender versicherter AL-Episoden 6. nur Personen, die in 1971 16 Jahre alt oder jünger waren	<p>„In general, for both genders, occurrence dependence is a force that, all other things constant, will substantially lengthen successive spells of insured unemployment“ (S. 67)</p>		

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Fahrmeir et al. (2003)	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. IAB-Beschäftigtenstichprobe</li> <li>2. 1980–1995</li> <li>3. Westdeutschland</li> <li>4. diskrete Verweildaueranalyse mit bayesianischem Modellansatz, getrennt für Männer und Frauen</li> <li>5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Vollzeitbeschäftigung</li> <li>6. k. A.</li> </ol>	<p>Alter (-*)  Deutscher (+*)  Bildung (+*F)  Bezug von AL-Geld (+*)  Bezug von AL-Hilfe (-*)  Anzahl früherer AL-Episoden (+*)  Wirtschaftszweige (*)  Region (*)  Kalenderzeit (*)  Saison (*)</p>
Heckman und Borjas (1980)	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. National Longitudinal Survey of Young Men</li> <li>2. 1969–1971</li> <li>3. Vereinigte Staaten</li> <li>4a. Proportional Weibull und Log-Normal Modell unter Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität</li> <li>4b. OLS Regression</li> <li>5a. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit</li> <li>5b. Differenz der log. Arbeitslosigkeitsdauern zweier aufeinander folgender AL-Episoden</li> <li>6. nur weiße Männer mit High School Abschluss des Jahres 1969</li> </ol>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Dauer vorangegangener AL-Episoden hat keinen Einfluss auf die Arbeitslosigkeitsdauer („there is no evidence of lagged duration dependence“, S. 275)</li> <li>• Anzahl vergangener AL-Episoden hat keinen Einfluss auf Arbeitslosigkeitsdauer („there is no evidence of occurrence dependence“, S. 275)</li> <li>• leichte Anzeichen für positiven Einfluss der bisherigen Dauer der aktuellen AL-Episode auf die Arbeitslosigkeitsdauer („there is weak evidence of positive duration dependence“, S. 275)</li> </ul>
Heining und Lings (2006)	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Regionalfiler der IAB-Beschäftigtenstichprobe</li> <li>2. 1999–2001</li> <li>3. Deutschland</li> <li>4. Accelerated Failure Time Modell</li> <li>5. logarithmierte Verweildauer in Arbeitslosigkeit</li> <li>6. nur männliche Arbeitslose zwischen 16 und 50 Jahren</li> </ol>	<p>Alter (+*)  Bildung (-*)  Wirtschaftssektor (*)  Regionale Charakteristika:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Durchschnittsalter (+)</li> <li>• Personenzahl ohne Bildungsabschluss (-)</li> <li>• Abgänge in Arbeitslosigkeit (+)</li> <li>• Beschäftigte je Wirtschaftssektor (n)</li> </ul>

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Hujer und Schneider (1992)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–1987 3. Westdeutschland 4a. Proportional Hazard Weibull Modell 4b. Proportional Hazard Piecewise Exponential Modell 4c. Spike Modell 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit 6. nur männliche, deutsche Arbeitslose, die zwischen 1983 und 1986 arbeitslos wurden	Alter (-*) Behinderung (-*) Realschule (+) Abitur (+*) Bezug von AL-Geld (+) Auslaufphase von AL-Geld (-*) Bezug von AL-Hilfe (-*) Jahreszeitdummies (*) Anzahl offene Stellen pro 1.000 Arbeitslose (+*) Wirtschaftssektor (*) Steueraufkommen pro Kopf (-*)
Hujer und Schneider (1996)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–1993 3. Westdeutschland 4. diskretes Hazard Raten Modell unter Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität, getrennt für Männer und Frauen sowie mit und ohne Anspruch auf Arbeitslosenunterstützung 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit 6. k. A.	Alter (-*) Deutscher (+*) (Fach-)Hochschulreife (+*M) Erwerbsstatus vor Arbeitslosigkeit: • erwerbstätig (+*) • hierfür Ausbildung erforderlich (+*M) • Tätigkeitsdauer (!) • Mehrfacharbeitslosigkeit (+*) • frühere AL-Dauer (+*F) Beschäftigungswachstum (+*M) Jahreszeitdummies (*) potenzielle Anspruchsdauer AL-Geld (-*M) Restanspruchsdauer (-*) Bezug von AL-Hilfe (-*) Phasen des Arbeitsfördergesetzes (*M) Verweildauerabhängigkeit der Abgangsrate: Verlaufsdummies (*)
Hunt (1995)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–1989 3. Westdeutschland 4. semiparametrisches Proportional Hazard Modell 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit 6. nur arbeitslose Personen unter 58 Jahre	Alter (-*) weiblich (-*) Behinderung (-*) Anzahl Kinder (-) Ausländer (-*) berufliche Bildung (+*) erwerbstätig vor dem Eintritt in Arbeitslosigkeit (+) verheiratet (+) Interaktionsterm: verheiratet • weiblich (-*) Jahreszeit- und Monatsdummies (*) Bezug von AL-Geld (+*) Bezug von AL-Hilfe (-*) Höhe des Leistungsbezugs (+)

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)		
			D	GB
Kaiser und Siedler (2001)	1. Datensatz der European Panel Analysis Group (Sozio-ökonomisches Panel, British Household Panel Survey, Sozioökonomisches Panel des Statistischen Amtes der Niederlande) 2. 1990–1995 3. Deutschland und England 4. semiparametrisches Proportional Hazard Modell, getrennt für Männer und Frauen sowie Deutschland und England, innerhalb Deutschlands nochmals getrennt nach West und Ost 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit 6. k. A.	Alter	(-*)	(-)
		verheiratet	(+)	(+*)
		Kinder unter 16 Jahren im Haushalt	(+*M/-*F) <sup>1</sup>	(-*M/+F)
		Familienvorstand	(-M/+*F) <sup>1</sup>	(-)
		Ausländer	(-*)	(+M/-*F)
		schlechter Gesundheitszustand	(-) <sup>1</sup>	(-)
		Bildung	(+)	(+*)
		Bezug von AL-Geld	(-*)	(-*)
		Bezug von AL-Hilfe	(-*)	
		Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahme	(+*)	
		Anzahl vorangegangener AL-Episoden	(+*)	(+*)
		kumulierte Dauer der vorangegangenen AL	(-*)	(-*)
Klein (1990)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–k. A. 3. Westdeutschland 4. Proportional Hazard Weibull Modell, u. a. getrennt für Männer und Frauen 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit 6. nur Deutsche, deren Bildungsniveau mit einheitlichem Maßstab gemessen ist	Alter (-*)		
		Bildung (+*M)		
		gesundheitliche Einschränkung (-*M)		
		verheiratet (+M/-*F)		
		Erwerbsstatus vor letzter Arbeitslosigkeit (Referenz: erwerbstätig):		
		• Ausbildung (-*M/+F)		
		• Wehr- Zivildienst/Haushaltstätigkeit (+M/-*F)		
		• sonstiges (-*)		

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Lancaster und Nickell (1980)	1. General Household Survey 2. 1972 3. England 4a. semiparametrisches Proportional Hazard Modell unter Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität 4b. diskretes Hazard Raten Modell unter Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit 6. nur männliche Arbeitslose älter als 18 Jahre	Alter (-*) verheiratet (+*) Anzahl finanziell abhängiger Personen (-) Arbeitsplatzverlust aus gesundheitlichen Gründen (-*) berufsbezogener Anteil offener Stellen an der Arbeitslosenzahl (+) Lohnersatzrate in den ersten 20 Wochen der Arbeitslosigkeit (-*) Lohnersatzrate nach den ersten 20 Wochen der Arbeitslosigkeit (+) Verweildauerabhängigkeit Abgangsrate: • Dauer aktuelle AL-Episode (+) • quadrierte Dauer aktuelle AL-Episode (-)

## Fortsetzung

<p>Autor(en) (Jahr)</p>	<p>1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)</p>	<p>Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)</p>
<p>Licht und Steiner (1991)</p>	<p>1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–1988 3. Westdeutschland 4. diskretes Hazard Raten Modell, getrennt für Männer und Frauen 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit 6. nur Personen, die im Beobachtungszeitraum mindestens eine AL-Episode aufweisen; keine Personen älter 55 Jahre (in 1984) oder Beamte (in 1987)</p>	<p>Alter (+M/-F) quadriertes Alter (-M/+F) Ausländer (-*F) verheiratet (+*M/-*F) Kleinkind im Haushalt (-*F) nicht sofort arbeitsmarktverfügbar (-*) Gesundheitszustand (+*) Schulabschluss<sup>1</sup> berufliche Ausbildung (+*M)<sup>1</sup> Erwerbstätigkeit vor Arbeitslosigkeit: • nicht erwerbstätig (-*M) • Stellung im letzten Job (-) • Auszubildender/Praktikant (-*M/+F) • Dauer letzte Beschäftigung (-M/+F) • quadrierte Dauer letzte Beschäftigung (+) • Beruf letzter Job (n) • Sektor letzter Job (n) Bezug von AL-Geld oder AL-Hilfe (+) Stellenandrangszahl (-*F) Änderung der Stellenandrangszahl (+M/-F) Saisondummy (*) Bundesland (*) frühere Arbeitslosigkeit: • Anzahl AL-Episoden (+*) • Dauer letzte AL-Episode (+M/-F) • kumulierte AL-Dauer seit 1974 (-*) Verweildauerabhängigkeit der Abgangsrate: • Dauer aktuelle AL-Episode (-*M) • quadrierte Dauer aktuelle AL-Episode (+*M/-F) • reziproke Dauer aktuelle AL-Episode (-*M)</p>
<p>Ludwig-Mayerhofer (1992)</p>	<p>1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–1989 3. Westdeutschland 4. Proportional Hazard Weibull und Log-Logistisches Modell 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit 6. k. A.</p>	<p>Alter (-*) Bildung (+*) chronische Krankheit (-*) weiblich (-*) mit Partner im Haushalt (-) Erwerbstätigkeit vor Arbeitslosigkeit (Referenz: erwerbstätig): • Ausbildung (-) • Wehr- und Zivildienst/Haushaltstätigkeit (-*) • sonstiges (-)</p>

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Meyer (1990)	1. Continuous Wage and Benefit History 2. 1978–1983 3. Vereinigte Staaten 4. semiparametrisches und Proportional Hazard Weibull Modell unter Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit 6. nur männliche Arbeitslose	Alter (-*) verheiratet (+) weiß (+*) Anzahl Schuljahre (-) log. Arbeitslosenunterstützung (-*) log. Einkommen vor Arbeitslosigkeit (+*) Anzahl finanziell abhängiger Personen (-) regionale AL-Quote (+*) <sup>1</sup> Erwartung, dass Anspruchsduer diese Woche ausläuft (+*) Restanspruchsduer (-) Regionen Fixe Effekte
Narendranathan und Stewart (1993)	1. UK Department of Health and Social Security Cohort Study of the Unemployed 2. 1978+1979 3. England 4a. semiparametrisches und Proportional Hazard Weibull Modell 4b. diskretes Hazard Raten Modell 4c. Hazard Raten Modell mit Continuous Step Funktionen 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit 6. nur männliche Arbeitslose	Alter (-*) verheiratet (+) verwitwet (+) nicht weiß (+) gesundheitliche Einschränkung (-) Hauseigentümer (+*) Schulbildung (+) Berufsausbildung (+*) Erwerbsstatus vor Arbeitslosigkeit: • Gewerkschaftsmitglied (-) • Dauer der Erwerbstätigkeit weniger als 12 Monate (+) • arbeitslos in letzten 12 Monaten (-*) • Selbstkündigung (-*) • teilzeiterwerbstätig letzte 12 Monate (-*) • auf Arbeitssuche während letzter Beschäftigung (+) • kein Bezugsrecht AL-Unterstützung (+) • Bezug einer pauschalen Zahlung, wie Abfindung oder Urlaubsgeld (-*) regionale AL-Quote (-*) zu erwartendes log. Erwerbseinkommen (+*) log. Einkommen während Arbeitslosigkeit (-*)



Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Nickell (1979)	1. General Household Survey 2. 1972 3. England 4. diskretes Hazard Raten Modell unter Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit 6. nur männliche Arbeitslose	Alter (-*) verheiratet (+*) Anzahl finanziell abhängiger Personen (in Äquivalenzzahlen) (-*) Arbeitsplatzverlust aus gesundheitlichen Gründen (-*) Lohnersatzrate in den ersten 20 Wochen der Arbeitslosigkeit (-*) Lohnersatzrate nach den ersten 20 Wochen der Arbeitslosigkeit (+) berufsbezogener Anteil offener Stellen an der Arbeitslosenzahl (+) Verweildauerabhängigkeit Abgangsrate: • Dauer aktuelle AL-Episode (+) • quadrierte Dauer aktuelle AL-Episode (-)
Pellizzari (2006)	1. European Community Household Panel 2. 1994–2001 3. Europa (11 Länder) 4. diskretes Hazard Raten Modell, u. a. getrennt für mit und ohne Anspruch auf AL-Unterstützung 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit 6. nur arbeitslose Personen zwischen 25 und 50 Jahren	Alter (-) weiblich (-*) Anzahl Jahre seit erster Erwerbstätigkeit (-) Schulbildung (+* nur für Gesamtsample) <sup>1</sup> gesundheitliche Einschränkung (-*) Wohneigentümer (+*) Haushaltsgröße (+*) Anzahl Kinder unter 15 Jahren (!) log. Haushaltseinkommen (-*) <sup>1</sup> Regionen-Charakteristika: • regionale AL-Quote (-*) • regionale Langzeitarbeitslosenquote (+) <sup>1</sup> Ländercharakteristika (*) Jahresdummies (n)

## Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)		
			Rückruf	Neueinstellung
Plaßmann (2002)	1. IAB-Beschäftigtenstichprobe 2. 1982–1995 3. Westdeutschland 4. Proportional Hazard Piecewise Exponential Modell unter Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität, getrennt für Männer und Frauen sowie Rückruf und Neueinstellung 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung 6. nur Arbeitslosigkeit, die direkt nach Erwerbstätigkeit eintritt	Alter	(-*)	(-*)
		Ausländer	(+M/-*F)	(-)
		verheiratet	(+M/-F)	(-*)
		berufliche Stellung	(+*M/-*F)	(+*M/-*F)
		Erwerbscharakteristika vor Eintritt in Arbeitslosigkeit:		
		• teilzeiterwerbstätig	(+)	(-M/+F)
		• Beschäftigungsdauer	(-*) <sup>1</sup>	(-*)
		wiederholte Arbeitslosigkeit	(-*M)	(+*)
		vorheriger Rückruf	(+*)	(-*)
		Bezug von AL-Geld	(+*)	(+*)
		Bezug von AL-Hilfe	(-*)	(+M/-*F)
		Bezug von Unterhaltsgeld	(-*F)	(+*M/-F)
Schneider (1990)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984+1985 3. Deutschland 4. Proportional Hazard Exponential und Gompertz Modell unter Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität, getrennt für Männer und Frauen 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit 6. nur arbeitslose Personen mit Wohnsitz in Deutschland, älter 16 Jahre	regionale Arbeitslosenquote	(+M/-*F)	(+M/-*F)
		Wirtschaftszweig	(*)	(*)
		Zeitpunkt des Eintritts in Arbeitslosigkeit (Quartal und Datum)	(*)	(*)
		Alter (-*)		
		verheiratet, mit Partner zusammenlebend (+M/-F)		
		Deutscher (+*F)		
		Schulbildung (+*M)		
		berufliche Qualifikation (-*M)		
		berufliche Stellung <sup>1</sup>		
		gesundheitlich bedingte Erwerbsminderung (-)		
		Anspruch auf AL-Geld (+M/-F)		
		Ende der Anspruchsdauer AL-Geld (-*M)		
		Anspruch auf AL-Hilfe (-)		
		Höhe der AL-Unterstützung (-M/+F)		
		Jahreszeit- und Monatsdummies (*)		
		nur für Frauen:		
		• Bezug von Mutterschaftsgeld in den letzten 12 Monaten vor Arbeitslosigkeit (-)		
		• Kinder unter 7 Jahren (-*)		
		• Kinder ab 7 Jahren (+)		

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Sprengers (1992)	1. eigenständige Erhebung 2. 1978–1987 3. Niederlande 4. diskretes Hazard Raten Modell 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung 6. nur verheiratete, niederländische, arbeitslose Männer zwischen 40 und 55 Jahren	Alter (-*) Bildung (+) Gesundheitszustand (-) soziale Bindungen zu Verwandten (+*) soziale Bindung zu Freunden (-) soziale Bindung zu gesellschaftlichen Vereinigungen (+) Indikatorvariable für Anzahl früherer AL-Episoden (-) Indikatorvariable für Qualität des lokalen Arbeitsmarktes (+) Indikatorvariable für die Suchintensität (+*)
Steiner (1990)	1. PSA-Datei Arbeitsamtsbezirk Linz 2. 1983–1986 3. Österreich 4. Proportional Hazard Weibull Modell unter Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität, getrennt für Männer und Frauen 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit 6. k. A.	Alter (-*M) Ausländer (+*) verheiratet mit Kind (+*) mit Vermittlungseinschränkung (-*) Bildung (+*) <sup>1</sup> vor Eintritt in Arbeitslosigkeit erwerbstätig (+*) Dauer letzte Erwerbstätigkeit (-*) Anzahl früherer AL-Episoden < 6 Monate (-*M/+F) Anzahl früherer AL-Episoden > 6 Monate (-*) Stellenandrangszahl (+*) Anzahl zugewiesener Stellen pro 100 AL-Tage (+*) Lohnersatzrate (+) quartalsbezogener Zugang in Arbeitslosigkeit (*)

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)		
			West	Ost
Uhlendorff (2004)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1994–2000 3. Deutschland 4. semiparametrisches Unproportional Hazard Modell, getrennt für West- und Ostdeutschland 5. bedingte Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit 6. nur arbeitslose Personen zwischen 16 und 59 Jahren	Alter	(-*)	(-*)
		Interaktionsterm: Alter • AL-Dauer	(-*)	
		weiblich	(-*)	(-*)
		Interaktionsterm: weiblich • AL-Dauer		(+*)
		Ausländer	(-*)	(-)
		Anzahl Kinder 5–14 Jahre bei Männern	(+*)	(-)
		Interaktionsterm: (Anzahl Kinder 5–14 Jahre bei Männern) • AL-Dauer		(+*)
		Anzahl Kinder 5–14 Jahre bei Frauen	(-)	(-)
		Interaktionsterm: (Anzahl Kinder 5–14 Jahre bei Frauen) • AL-Dauer	(+*)	
		Anzahl Kinder 0–4 Jahre bei Männern	(+)	(-)
		Anzahl Kinder 0–4 Jahre bei Frauen	(-*)	(-*)
		Interaktionsterm: (Anzahl Kinder 0–4 Jahre bei Frauen) • AL-Dauer	(+*)	(+*)
		Ausbildungsdauer	(+*)	(+*)
		bisherige Erwerbsdauer	(+)	(+)
		vor Eintritt in AL vollerwerbstätig	(+*)	(+*)
		bisherige AL-Dauer	(-)	(-*)
		Einkommen des Ehepartners bei Frauen	(+)	(+)
		Einkommen des Ehepartners bei Männern	(-)	(+*)
		Anspruch auf AL-Geld oder AL-Hilfe	(-*)	(-*)
		Interaktionsterm: (AL-Geld- oder -Hilfeanspr.) • AL-Dauer	(+*)	(+*)
		Indikatorvariable für soziales Engagement	(+)	(+*)
		Indikatorvariable für interne Kontrolleinstellung	(+*)	(+)
Wichert und Wilke (2005)	1. Regionalfiler der IAB- Beschäftigtenstichprobe 2. 1975–2001 3. Deutschland 4. nichtparametrische Conditional Quantil Funktionen 5. Dauer der AL-Episode 6. k. A.	Bedeutung des beruflichen Erfolgs	(-)	(+)
		Mobilitätsbereitschaft	(-)	(-)
		Interaktionsterm: Mobilitätsbereit- schaft • AL-Dauer	(+*)	
		regionale AL-Quote	(-*)	(-)
		Jahresdummies für AL-Beginn	(*)	(n)
		AL-Dauer		(+*)
		Alter (+*M) bei Langzeitarbeitslosen		
		früheres Einkommensniveau (-*M) bei Langzeitarbeitslosen		

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle(n) 2. Erhebungsjahr(e) 3. Land 4. Methode(n) 5. endogene Variable(n) 6. Dateneinschränkung(en)	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)			
			5a	5b	5c
Winterhager (2006)	1. Integrierte Erwerbsbio- graphie Datei 2. 2003 3. Deutschland 4. semiparametrisches Proportional Hazard Modell mit konkurrierenden Risiken 5. bedingte Wahrschein- lichkeit des Austritts aus Arbeitslosigkeit in (u. a.) a. Beschäftigung mit Umzug b. regionale Beschäftigung c. geringfügige Beschäftigung 6. nur Neuzugänge in Arbeitslosigkeit	Alter	(-*)	(-*) <sup>1</sup>	(!)
		Interaktionsterme: weiblich • Altersdummies	(*)	(*)	(*)
		Ausländer	(-*)	(+)	(+)
		weiblich	(+)	(+*)	(+*)
		Familienstand: (Referenz: allein lebend)			
		• verheiratet	(+*)	(-*)	(+*)
		• in Partnerschaft, nicht verheiratet	(+)	(-)	(+)
		• allein erziehend	(-)	(-)	(+)
		Interaktionsterme:	(*)	(*)	(*)
		weiblich • Familienstanddummies			
		Kinder unter 14 Jahren	(-) <sup>1</sup>	(-*)	(+) <sup>1</sup>
		Interaktionsterme:	(*)	(*)	(n)
		weiblich • (Dummies zu Kinder unter 14 Jahren)			
		gesundheitl. Einschränkung	(-*)	(-*)	(-*)
		Schulbildung	(-)	(+*)	(-)
		berufliche Bildung	(+*) <sup>1</sup>	(+)	(-*)
		Qualifikation nach Einschätzung des Agenturmitarbeiter	(+*) <sup>1</sup>	(!)	(-*)
		Berufserfahrung im gewünschten Beruf	(-*)	(+)	(-)
		Zielberuf	(*)	(*)	(*)
		Jobwechsel	(+*)	(+)	(+)
		präferierte Arbeitszeit	(-*)	(-*)	(+)
		letztes Erwerbseinkommen	(+*) <sup>1</sup>	(+*)	(-*)
		berufliche Rehabilitation	(+*)	(-)	(-)
		Grund für Arbeitslosigkeit (Referenz: Entlassung durch Arbeitgeber):			
		• Entlassung aus sonstigem Grund	(-*)	(+*)	(-*)
		• befristete Beschäftigung	(+*)	(+*)	(-*)
		frühere Besonderheiten bei Arbeitslosigkeit (wie Sperrzeit, Krankmeldung, Säumniszeit)	(-*)	(+)	(!)
		Höhe des Leistungsbezugs	(-*)	(+*) <sup>1</sup>	(!)
		detaillierte Abbildung der Erwerbsbio- graphie vor Arbeitslosigkeit in Zeitanteilen	(*)	(*)	(*)
		Regionen-Charakteristika:			
		• regionale AL-Quote	(+*)	(+)	(+)
		• regionale Erwerbstätigenquote	(+*)	(+)	(-)
		• regionales BIP pro Kopf	(+)	(+)	(+)
		• Anzahl Gewerbeanmeldungen	(+)	(+*)	(-)
		• Anzahl Gewerbeabmeldungen	(-)	(-*)	(+)
		• Anteil Langzeitarbeitslose	(-*)	(+)	(+*)
		• durchschnittl. Anzahl Ausbildungsjahre	(+)	(-*)	(-)
		• Fahrtzeit zum nächsten Oberzentrum	(!)	(+*)	(!)
		• Anzahl Kinderbetreuungsplätze	(-)	(+)	(+)
		• Interaktionsterm: weiblich • (Anzahl Kinderbetreuungspl.)	(+)	(-*)	(-)
		• Nettozufluss in Arbeitslosigkeit	(+*)	(+*)	(+)
		• Sozialhilfequote	(-*)	(+*)	(+)
		• Ostdeutschland	(-*)	(+*)	(-)
		arbeitsmarktpolitische Einflussgrößen	(*)	(n)	(*)
		Monat der AL-Meldung			

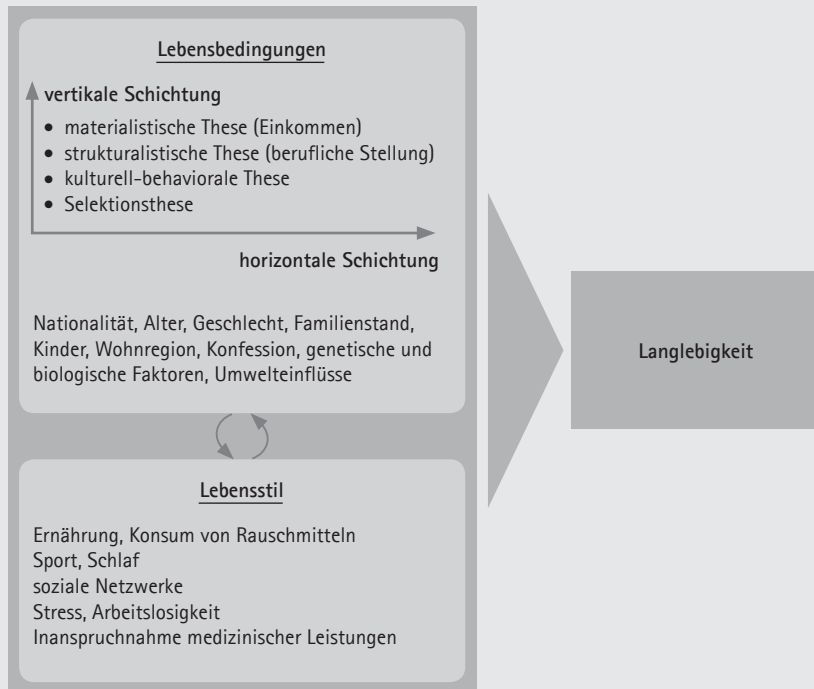
Anmerkungen: +/ -: positiver/negativer  
Zusammenhang, \*(n): statistisch  
(nicht) signifikantes Ergebnis auf  
einem minimalen Signifikanzniveau  
von fünf Prozent, F: Ergebnis gilt nur  
für Frauen bzw. ist nur für Frauen  
statistisch signifikant, M: Ergebnis  
gilt nur für Männer bzw. ist nur  
für Männer statistisch signifikant.  
<sup>1</sup>Ergebnisse sind nicht eindeutig:  
signifikant oder insignifikant  
mit wechselndem Vorzeichen für  
unterschiedliche Schätzungen.  
Quelle: Eigene Zusammenstellung.

## 5.2 Langlebigkeit

### 5.2.1 Theoretische Erklärungsansätze

In der sozialeepidemiologischen Forschung herrscht heute weitestgehend Einigkeit darüber, dass ein negativer Zusammenhang zwischen sozialer Schicht und Lebenserwartung besteht. Empirisch konnte dies bereits vielfach bestätigt werden (Tabelle 5.3 in Abschnitt 5.2.2). Allerdings mangelt es bislang an einem umfassenden theoretischen Modell, das die genauen Wirkungszusammenhänge erklärt (Schneider 2002: 27 oder Steinkamp 1993). So herrscht noch immer Unklarheit darüber, wodurch der Zusammenhang zwischen sozialer Schicht und Lebenserwartung bestimmt wird. Einerseits könnten Krankheiten zu einem sozialen Abstieg führen (Selektionsthese). Andererseits könnte es einen kausalen Einfluss der sozialen Lage auf Krankheit und somit Lebenserwartung geben (Verursachungshypothese) (Steinkamp 1999: 114). Die Grundstruktur eines theoretischen Modells im Sinne der Verursachungshypothese zeigt Abbildung 5.1.

Abbildung 5.1: Theoretisches Grundgerüst zur Erklärung der Langlebigkeit



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Schneider (2002: 140).

Es lassen sich zwei Haupteinflussfaktoren auf die Langlebigkeit identifizieren: Lebensbedingungen und Lebensstil, wobei beide in wechselseitiger Beziehung zueinander stehen. So haben Lebensbedingungen, wie beispielsweise Bildung, Einfluss auf den Lebensstil, z. B. den Tabakkonsum. Andererseits beeinflusst der Lebensstil in Form von Ernährung und anderem gesundheitsrelevanten Verhalten die Lebensbedingungen. Dabei wird zwischen vertikal- und horizontal-strukturierenden Lebensbedingungen unterschieden (Schneider 2002: 28). Der – in dieser Arbeit besonders interessierende – negative Zusammenhang zwischen sozialer Schicht und Gesundheit bzw. Lebenserwartung bezieht sich auf die vertikal-strukturierenden Kategorien, innerhalb derer vier Erklärungsansätze identifiziert werden können:<sup>142</sup>

Der materialistischen These zufolge wird die Gesundheit einer Person durch deren Ausstattung mit ökonomischen Ressourcen determiniert. Ökonomisch besser Gestellte haben demnach z. B. einen besseren Zugang zu hochwertiger medizinischer Versorgung und Ernährung (Cutler et al. 2006: 112 f.). Auch haben sie vergleichsweise bessere Wohnbedingungen (Klein et al. 2001: 384).

Die strukturalistische These betont die schichtspezifischen Arbeitsbedingungen (Oppolzer 1994: 140 ff.). Über- und Fehlbelastungen sind hierbei ebenso zu nennen wie ungünstige Umgebungseinflüsse am Arbeitsplatz. Außerdem sind psychische Belastungen im Zusammenhang mit der Arbeitswelt bei sozial schlechter Gestellten verstärkt anzutreffen (Schneider 2003: 64). Diese vergleichsweise schlechteren Arbeitsbedingungen für Personen aus unteren sozialen Schichten führen ceteris paribus mit einer höheren Wahrscheinlichkeit zu Krankheit und früherem Tod.

Ein Erklärungsansatz, der gesundheitsrelevante Verhaltensweisen thematisiert und somit auf die Bedeutung des Lebensstils rekurriert, wird als kulturell-behaviorale These bezeichnet. Demnach treiben sozial schlechter Gestellte ceteris paribus weniger Sport, ernähren sich ungesünder, konsumieren mehr Rauschmittel und weisen ein schlechteres Vorsorgeverhalten auf, was in der Summe zu vergleichsweise höheren Mortalitätsraten führt (behaviorale These) (Klein et al. 2001: 384.). Als Voraussetzung für ein bewusstes, gesundheitsförderliches Verhalten benötigt man gesundheitsrelevante Wissensbestände (kulturelle These). Diese können zum einen in direkten Bildungseffekten, z. B. in Form medizinischer Fachkenntnisse, zum Ausdruck kommen. Andererseits können auch indirekte Effekte, wie beispielsweise Kommunikations- und Selbstdisziplinierungsfähigkeiten, abgeleitet werden (Schneider 2003: 65).

<sup>142</sup> Vereinfachend wird davon ausgegangen, dass die Einflussfaktoren für individuelle Gesundheit (zumindest indirekt) auch die Lebenserwartung determinieren.

### 5.2.2 Empirische Befunde

Die nun folgende Tabelle 5.3 stellt eine Auswahl empirischer Arbeiten über den Zusammenhang zwischen sozialer Schicht und Lebenserwartung vor. Es soll auch an dieser Stelle nicht um eine Überprüfung einzelner Erklärungsansätze gehen, sondern lediglich eine Auswahl unterschiedlicher Risikomerkmale für Langlebigkeit aufgezeigt werden. Der Aufbau der Tabelle folgt dem bereits oben beschriebenen Muster. Da die vorliegende Arbeit insbesondere die Beziehung zwischen Langlebigkeit und Arbeitslosigkeit thematisiert, wird Arbeitslosigkeit als eigenständige Einflussgröße auf die Gesundheit und Lebenserwartung in einem gesonderten Kapitel (5.3) behandelt.

Mehrheitlich zeigt sich, dass die Lebenserwartung jeweils positiv signifikant korreliert ist mit dem Familienstand verheiratet, der Bildung, dem Einkommen, dem Geschlecht weiblich, der Haushaltsgröße, dem Gesundheitszustand sowie gesundheitsrelevanten Verhaltensweisen.<sup>143</sup> Uneinheitliche Ergebnisse zeigt die Auswahl der vorliegenden Studien bezüglich des jeweiligen Zusammenhangs zwischen Konfession, Kinderzahl, Stadtbewohner bzw. Stadtgröße und Langlebigkeit. Als Kontrollvariablen werden meist Angaben zur Geburtskohorte genutzt. Als Risikomerkmale für Langlebigkeit können im weiteren Verlauf dieser Arbeit lediglich jene Variablen fungieren, welche die bereits oben angesprochenen Eigenschaften von Risikomerkmale erfüllen. Demzufolge können einige zeitveränderliche Variablen, wie der Familienstand, die Haushaltsgröße, gesundheitsrelevantes Verhalten, Beruf, Stadtbewohner sowie Stadtgröße nicht als Risikofaktoren eingesetzt werden. Ursächlich hierfür ist die jeweils mangelnde Eindeutigkeit im Hinblick auf die Beziehung dieser Variablen mit dem Langlebigkeitsrisiko. So kann eine Person beispielsweise mehrfach im Lebensverlauf verheiratet sein. Würde nur der aktuelle Familienstand erfragt und die zurückliegende Historie bliebe unberücksichtigt, dann kann eine eindeutige Beziehung zwischen Familienstand und Lebenserwartung nicht festgestellt werden.<sup>144</sup>

Da es sich bei der Versicherung des Langlebigkeitsrisikos – im Gegensatz zum Arbeitslosigkeitsrisiko – um extrem langfristige Verträge handelt, sind die Anforderungen an mögliche Risikomerkmale gleichsam strikter. So ist der Informationsge-

143 Für die genannten Variablen liegen unterschiedliche Operationalisierungen vor. Die Bildung wird meist in Bildungsjahren ausgedrückt. Daneben werden auch der schulische oder berufliche Bildungsabschluss, die Jahre in Schulbildung, das Berufsprestige sowie die berufliche Stellung als Indikatoren für das persönliche Bildungsniveau herangezogen. Das Einkommen wird größtenteils als Äquivalenzeinkommen dargestellt, wenngleich auch das individuelle Einkommen, das Haushaltseinkommen sowie die subjektiv empfundene, individuelle Einkommensposition als Einkommensindikator genutzt werden. Der Gesundheitszustand wird in der Regel durch den Body-Mass-Index, Angaben zu Bluthochdruck, Cholesterin und Diabetes, die Pulsfrequenz sowie die subjektive Einschätzung über den eigenen Gesundheitszustand abgebildet. Gesundheitsrelevantes Verhalten umfasst den Tabak- und Alkoholkonsum, den nächtlichen Schlaf, sportliche Aktivitäten sowie das Vorsorgeverhalten.

144 Hierzu müsste die Historie ausreichend erfasst werden, was jedoch zu einer starken Aufgliederung des Risikomerkmals führt und damit die Komplexität der Tarifikalkulation erheblich erweitert.



halt des aktuellen Zustands (der aktuellen Ausprägung eines Risikomerkmals) bei sehr langfristig kalkulierten Risiken vergleichsweise gering. In der Folge können vorrangig zeitunveränderliche Größen oder Variablen, die einen langen Zeitraum abbilden, als Risikomerkmale für Langlebigkeit verwendet werden.

Tabelle 5.3: Ausgewählte empirische Arbeiten zu den Determinanten der Langlebigkeit

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)		
			West	Ost
Becker (1998)	1a. Sozio-ökonomisches Panel	Alter	(+*)	(+*)
	1b. Lebensverlaufsstudie	periodenspezifische Lebens- erwartung bei Geburt	(-*M)	(-*)
	2a. 1986			
	2b. 1991–1992			
	3a. Westdeutschland	Familienstand (Referenz: ledig):		
	3b. Ostdeutschland	• verheiratet	(+M/-*F)	
	4. Proportional	• geschieden	(+*)	
	Hazard Exponential	• verwitwet	(+)	(+*)
	Modell mit	Schulbildung (Jahre)	(-*)	(+M/-F)
	Selektionskorrektur,	Interaktionsterm: Schul- bildung · Alter		(-*M/+F)
	getrennt für	Prestige		(-)
	Männer und Frauen	erwerbstätig	(-*)	
	sowie West- und	Erwerbsjahre	(-*F)	
	Ostdeutschland	Kohortendummies	(n)	(*)
	5. bedingte Wahr- scheinlichkeit zu sterben			
	6. nur zwischen 1871 und 1947 geborene Eltern der befragten Personen			
Eibner und Evans (2005)	1. National Health Interview Survey and Multiple Cause of Death Files und Public Use Microdata Sample	subjektiv empfundene Einkommensposition (-*) (relative Deprivation)		
	2. 1988–1991	weitere Kontrollvariablen, nicht dokumentiert: Einkommen, Familienstand, Haushaltsgröße, Jahr der Befragung, Alter, schwarz/weiß, Bildung		
	3. Vereinigte Staaten			
	4. OLS und Logit Regression			
	5. innerhalb eines Fünfjahrszeitraums gestorben (ja/nein)			
	6. nur Männer zwischen 21 und 64 Jahren			

## Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Gaudecker (2005)	1. administrative Rentendaten zu Rentenbestand und Rentenwegfall 2. 1993–2003 3. Deutschland 4. bivariate Analysen 5. Tod 6. nur deutsche Männer älter 65 Jahre	„Die Analyse in dieser Arbeit legt nahe, dass Lebenseinkommen und Sterblichkeit eine hohe Korrelation aufweisen.“ (S. 251)  „... die Lebenserwartung steigt monoton mit steigendem Einkommensdezil.“ (S. 249)
Gaudecker und Scholz (2006)	1. administrative Rentendaten 2. 2003 3. Deutschland 4. nichtparametrisches Hazard Raten Modell (Sterbetafeln) 5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben 6. nur deutsche Männer älter 64 Jahre	„We found large differentials in remaining life expectancy at age 65 across classes of lifetime earnings in Germany. Due to the nature of our data, we were only able to put a lower bound of six years on the difference from the lowest to the highest income group. Between the two extremes, life expectancy rises linearly in earnings.“ (S. 28)
Klein (1993)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1986 3. Westdeutschland 4. Proportional Hazard Exponential Modell, getrennt für Männer und Frauen 5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben 6. nur Elterninformationen	quadr. Alter (-*) Geburtsjahr (-*) Interaktionsterm: Alter • Geburtsjahr (-*) 1. Weltkrieg (+*M) 2. Weltkrieg (+*) Interaktionsterm: Alter • 1. Weltkrieg (-*M) Interaktionsterm: Alter • 2. Weltkrieg (-*M) hohe berufliche Stellung des Mannes (-*M) Interaktionsterm: (hohe berufl. St. d. Mannes) • 1. Weltkrieg (-*M/+F) Interaktionsterm: (hohe berufl. St. d. Mannes) • 2. Weltkrieg (-*M) Interaktionsterm: (hohe berufl. St. d. Mannes • Alter (+*M) Familienstand (Referenz: verheiratet): • verwitwet (+*) • getrennt, geschieden (+*) Konfession (Referenz: katholisch): • evangelisch (-) • sonstige (+*M) • konfessionslos (-*F)

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)		
			aktive Bev.	inaktive Bev.
Klein (1999)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–1988 3. Westdeutschland 4. Proportional Hazard Gompertz Modell, getrennt für aktive und inaktive Bevölkerung sowie für Männer und Frauen 5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben 6. nur deutsche Personen	Alter	(+*)	(+*)
		Schulbildung	(-)	(-)
		Äquivalenzeinkommen	(-)	(+)
		verheiratet, zusammenlebend	(-*)F	(-*)M
Klein et al. (2001)	1. MONICA-Projekt Augsburg 2. 1984–1998 3. Stadt Augsburg und Landkreise 4. semiparametrisches Proportional Hazard Modell 5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben 6. nur deutsche Männer, zwischen 25 und 74 Jahren mit Hauptwohnsitz in Augsburg oder Umgebung	Bildungsjahre (-)		
		Alkoholkonsum (-) <sup>1</sup>		
		Zigarettenkonsum (+*)		
		sportliche Aktivität (-*)		
		BMI (-*)		
		quadr. BMI (+*)		
		Schlafdauer (-*)		
		quadr. Schlafdauer (+*)		
		regelmäßige Vorsorge (-)		
		Bluthochdruck (+*)		
		Gesamtcholesterin (+)		
		HDL-Cholesterin (-)		
		Pulsfrequenz (+*)		
		subjektive Gesundheit (-*)		

## Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)			
			D	GB	USA
Klein und Unger (2001)	1a. Sozio-ökonomisches Panel	Alter	(+*)	(+*)	(+*)
	1b. British Household Panel Survey	weiblich	(-*)	(-*)	(-*)
	1c. Panel Study of Income Dynamics	verheiratet, Partnerschaft	(-*)	(-)	(-*)
	2a. 1984–1998	Interaktionsterm: weiblich • (verheiratet, Partnerschaft)	(+)	(+)	(+*)
	2b. 1991–1996	subjektive Gesundheit	(+*)	(+*)	(+*)
	2c. 1984–1993	Nettohaushaltseinkommen	(-*)	(-*)	(-)
	3a. Westdeutschland	Interaktionsterm: (subjekt. Gesundheit) • Nettohaushaltseink.	(+*)	(+*)	(+)
	3b. England				
	3c. Vereinigte Staaten				
	4. Proportional Hazard Gompertz Modell				
	5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben				
	6. nur Personen mit einheimischer Nationalität				
Klein und Unger (2006)	1. Sozio-ökonomisches Panel	Alter (+*)			
	2. 1984–2003	Geburtsjahr (-*)			
	3. Westdeutschland	Familienstand (Referenz: verheiratet)			
	4. Proportional Hazard Gompertz Modell, getrennt für Männer und Frauen	• ledig (+*)			
	5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben	• geschieden (+*M/-F)			
	6. nur Deutsche	• verwitwet (+*)			
		Bildungsjahre (-)			
Lauterbach et al. (2006)	1. Sozio-ökonomisches Panel	Äquivalenzeinkommen (+)			
	2. 2000–2004	subjektive Gesundheit (-*)			
	3. Deutschland	Interaktionsterm: Äquivalenzeinkommen • (subjektive Gesundheit) (-*)			
	4. Logit Regression, z. T. kombiniert mit amtlicher Sterbetafel				
	5a. gestorben (ja/nein)				
	5b. das Rentenalter erreicht (ja/nein)				
	5c. in Rente gestorben (ja/nein)				
	6a. k. A.				
	6b+c. nur männliche Angestellte				

## Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Lillard und Waite (1995)	1. Panel Study of Income Dynamics 2. 1968–1985 3. Vereinigte Staaten 4. Proportional Hazard Gompertz Modell, getrennt für Männer und Frauen 5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben 6. nur Personen älter 10 Jahre	unverheiratet (+*M) Haushaltseinkommen (-*) schwarz (+) eigene Schuljahre (+M/-*F) <sup>1</sup> Schuljahre des Ehepartners (-*M/+F) Anzahl erwachsener Haushaltsmitglieder (-*M) Anzahl Kinder im Haushalt (-M/+F) Stadtgröße (+*M) Region (*M)
Neumann und Liedermann (1981)	1. Daten des Statistischen Landesamts 2. 1976–1978 3. Stuttgart 4. bivariate Analysen 5. Gesamtmortalität, Mortalität nach verschiedenen Ursachen 6. nur deutsche Männer zwischen 30 und 69 Jahren	„Die Gesamtmortalität, die Mortalität an bösartigen Neubildungen insgesamt, an Magenkrebs, Lungenkrebs, Herzmuskelfarkt und Leberzirrhose war in der untersten Gruppe [bezogen auf Leistungsgruppen, Anm. d. Verf.] meist signifikant höher als in der oberen.“ (S. 173)
Reil-Held (2000)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–1997 3. Westdeutschland 4. semiparametrisches Proportional Hazard Modell, getrennt für Männer und Frauen 5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben 6. nur deutsche Personen älter 49 Jahre	verheiratet (-) subjektive Gesundheit (-*) Alter der Eltern (+) berufliche Bildung (-) altersstandardisierte relative Äquivalenzeinkommensposition (Referenz: oberstes Quartil): • unterstes Quartil (+*) • 2. Quartil (+) • 3. Quartil (+)
Schepers und Wagner (1989)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1986 3. Westdeutschland 4. semiparametrisches Proportional Hazard Modell, getrennt für Männer und Frauen 5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben 6. nur Elterninformationen deutscher Personen	berufliche Bildung (-*M) <sup>1</sup> Schulbildung (-F) berufliche Stellung (-*M) Geburtskohorte (-)

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Schneider (2002)	1. MONICA-Projekt Augsburg 2. 1984–1998 3. Stadt Augsburg und Landkreise 4. Proportional Hazard Exponential Modell mit Selektionskorrektur, getrennt für Männer und Frauen 5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben 6. nur deutsche Personen, zwischen 25 und 74 Jahren mit Hauptwohnsitz in Augsburg oder Umgebung	Alter (+*) Bildungsjahre (-M/+F) Pro-Kopf-Nettohaushaltseinkommen (-*M) Familienstand (Referenz: verheiratet): • ledig (+) • getrennt lebend (+*M) • verwitwet (-M/+F) Konfession (Referenz: katholisch): • evangelisch (+) • konfessionslos (+M/-F) Stadtbewohner (-M/+F) Anzahl Personen, zu denen starke Bindung besteht (-) Stressbelastung (-) Interaktionsterm: Stress • (starke Bindungen) (+*M) Alkoholkonsum (+M) <sup>1</sup> Zigarettenkonsum (+*M/F <sup>1</sup> ) sportliche Aktivität (-M/F <sup>1</sup> ) BMI (-M/+F) quadr. BMI (+) regelmäßige Vorsorge (-*M) subjektive Gesundheit (-*) Diabetiker (+*F) Bluthochdruck (+) Pulsfrequenz (+*M/-F) Gesamtcholesterin (+*) HDL-Cholesterin (-)
Schneider (2003)	1. MONICA-Projekt Augsburg 2. 1984–1998 3. Stadt Augsburg und Landkreise 4. Proportional Hazard Exponential Modell mit Selektionskorrektur 5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben 6. nur deutsche Männer, zwischen 25 und 74 Jahren mit Hauptwohnsitz in Augsburg oder Umgebung	Alter (+*) Bildungsjahre (-) Pro-Kopf-Nettohaushaltseinkommen (-) schwere oder mittelschwere körperliche Arbeit (+) Alkoholkonsum (+*) <sup>1</sup> Zigarettenkonsum (+*) sportliche Aktivität (-) Übergewicht (BMI > 27,8) (+) Kurzschläfer (< 7h/Tag) (+) Teilnahme an gesetzlicher Krebsvorsorge letzte 12 Monate (-*) subjektive Gesundheit (-*)

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)			
			25–44 J.	45–64 J.	65+ J.
Sorlie et al. (1995)	1. Current Population Surveys und National Death Index 2. 1979–1989 3. Vereinigte Staaten 4. semiparametrisches Proportional Hazard Modell, getrennt für Männer und Frauen sowie für drei Alterskohorten 5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben 6. nur Personen älter 25 Jahre	ethnische Gruppe (Referenz: weiß):			
		• schwarz • andere	(+*) (-M/+F)	(+*) (-)	(-*M/+F) (-*)
		Erwerbsstatus (Referenz: erwerbstätig):			
		• arbeitslos • Hausfrau/Hausmann • in Rente • arbeitsunfähig	(+*M) (+*) (+*) (+*)	(+*M/-F) (+*) (+*) (+*)	(+M/-F) (+*) (+*) (+*)
		Haushaltseinkommen	(-*)	(-*)	(-*)
		Bildungsjahre	(-*) <sup>1</sup>	(-*) <sup>1</sup>	(-*) <sup>1</sup>
		Familienstand (Referenz: verheiratet):			
		• verwitwet • geschieden • getrennt lebend • ledig	(+*M) (+*M) (+*M) (+*M)	(+*) (+*) (+*F) (+*)	(+*F) (+*) (+*F) (+*F)
		Haushaltsgröße	(-*F)	(-) <sup>1</sup>	(+*F) <sup>1</sup>
Voges (1996)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–1993 3. Westdeutschland 4. Panel Probit Regression, getrennt für Männer und Frauen 5. gestorben (ja/nein) 6. nur Deutsche, die in 1984 älter als 44 Jahre waren	Haushaltseinkommen (-*)			
		Schuljahre (-*)			
		Familienstand (Referenz: verheiratet, zusammen lebend):			
		• ledig, getrennt, geschieden (+*F) • verwitwet (+*M/-F) Haushaltsgröße (-*M) Geburtskohorte (*)			
Voges und Schmidt (1996)	1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–1993 3. Westdeutschland 4. Logit Regression, getrennt für Männer und Frauen sowie zwei Zeiträume 5. gestorben (ja/nein) 6. nur deutsche Personen zwischen 45 und 90 Jahren	Äquivalenzeinkommen		(+*M)	(+*) <sup>1</sup>
		Familienstand (Referenz: verheiratet und zusammen lebend)			
		• verheiratet und getrennt lebend, Single		(+*M)	(+)
		• verwitwet		(+*M)	(+*F)
		subjektive Gesundheit		(+*)	(+*F)
		Geburtskohorte		(*)	(*)

Anmerkungen: +/-: positiver/negativer Zusammenhang, \*(n): statistisch (nicht) signifikantes Ergebnis auf einem minimalen Signifikanzniveau von fünf Prozent, F: Ergebnis gilt nur für Frauen bzw. ist nur für Frauen statistisch signifikant, M: Ergebnis gilt nur für Männer bzw. ist nur für Männer statistisch signifikant. <sup>1</sup>Ergebnisse sind nicht eindeutig: signifikant oder insignifikant mit wechselndem Vorzeichen für unterschiedliche Schätzungen.

Quelle: Eigene Zusammenstellung.

### 5.3 Arbeitslosigkeit als eigenständige Einflussgröße auf die Gesundheit bzw. Langlebigkeit

Dass es eine statistische Korrelation zwischen Arbeitslosigkeit und Gesundheit bzw. zwischen Arbeitslosigkeit und Lebenserwartung gibt, ist unumstritten. Es stellt sich jedoch die Frage, ob dieser Zusammenhang allein auf Selektionseffekte zurückzuführen ist (Selektionshypothese). Demnach wären es insbesondere die Kranken, die arbeitslos werden. Andererseits kann Arbeitslosigkeit auch einen kausalen Einfluss auf die Gesundheit eines Menschen haben (Kausalhypothese).<sup>145</sup> Dies konnte bislang nur im Zusammenhang mit psychischer Gesundheit bestätigt werden (Hollederer 2002: 417; Paul 2006). Für die physische Gesundheit ist eine kausale Beziehung bislang empirisch nicht gesichert (Bartley et al. 2001: 82).<sup>146</sup> Tabelle 5.4 stellt eine Auswahl empirischer Arbeiten vor, die den Zusammenhang zwischen Gesundheit und Arbeitslosigkeit sowie zwischen Langlebigkeit und Arbeitslosigkeit untersuchen. Meist werden als endogene Variablen der subjektive Gesundheitszustand einer Person sowie objektive Gesundheitsindikatoren definiert. Einige Studien beziehen sich direkt auf die Sterblichkeit. Im Ergebnis zeigt sich ein statistisch negativ signifikanter Zusammenhang zwischen diesen endogenen Variablen und Arbeitslosigkeit. Die meisten Untersuchungen weisen dabei explizit darauf hin, dass sich daraus keine Aussagen über kausale Zusammenhänge ableiten lassen. Daneben gibt es vereinzelte Arbeiten, welche sowohl die Selektionshypothese als auch die Kausalhypothese bestätigt sehen. Es sei an dieser Stelle allerdings nochmals darauf hingewiesen, dass diese Unterscheidung für den Fortgang der vorliegenden Arbeit von nachrangiger Bedeutung ist.

145 Holleder (2002: 417 f.) gibt einen prägnanten Überblick über vorherrschende Theorien zum kausalen Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Gesundheit.

146 Eine Möglichkeit, dies methodisch umzusetzen, bietet der Matching-Ansatz (z. B. Rosenbaum und Rubin 1983). Datengrundlage ist hierbei eine Gruppe von Personen, die zunächst komplett erwerbstätig ist, zu einem späteren Zeitpunkt jedoch teilweise von Arbeitslosigkeit betroffen ist. Jenen Personen, die arbeitslos werden, werden jeweils Vergleichspersonen zugewiesen, welche im selben Zeitraum nicht arbeitslos werden, jedoch in Bezug auf das Arbeitslosigkeitsrisiko möglichst ähnlich sind. Bei der Bestimmung des Arbeitslosigkeitsrisikos ist darauf zu achten, dass alle relevanten Erklärungsgrößen und vor allem der Ausgangsgesundheitszustand in die Analyse eingehen. Einige Zeit nach Eintritt der Arbeitslosigkeit wird der Gesundheitszustand zwischen der Gruppe der Arbeitslosen und der Kontrollgruppe verglichen. Ein statistisch signifikanter Unterschied kann nun kausal interpretiert werden.



Tabelle 5.4: Ausgewählte empirische Arbeiten zum Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Gesundheit bzw. Langlebigkeit

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Andreß (1996)	1. Krankenkassendaten der AOK „Küstenstadt“ 2. 1975–1978 3. Westdeutschland 4. Logit Regression unter Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität, getrennt für Männer und Frauen 5. arbeitslos (ja/nein) bzw. arbeitsunfähig (ja/nein) 6. nur Pflichtversicherte, deutsche Arbeitnehmer zwischen 14 und 60 Jahren	„Ein gesundheitsbelastender Effekt der Arbeitslosigkeit, der sich in vermehrten Krankschreibungen bemerkbar macht, lässt sich also in dieser Analyse nicht nachweisen.“ (S. 268)
Bammann und Helmert (2000)	1. 2. und 3. Nationale und Regionale Untersuchungssurveys der Deutschen Herz-Kreislauf-Präventionsstudie 2. 1987–1992 3. Westdeutschland 4. Logit Regression, getrennt für Männer und Frauen 5. Lebenszufriedenheit, gesundheitliches Risikoverhalten sowie subjektive Gesundheit 6. nur Deutsche zwischen 25 und 59 Jahren	„Die Analyse zeigte einen im Vergleich zu aktuell vollzeit Erwerbstätigen deutlich und statistisch signifikant schlechteren subjektiven Gesundheitszustand von aktuell arbeitslosen Frauen und Männern, die früher vollzeit erwerbstätig waren. Ähnliche Befunde lassen sich für die Unzufriedenheit mit dem Leben und einzelnen Lebensbereichen sowie für das gesundheitliche Risikoverhalten festhalten.“ (S. 178)  „... keine eindeutige Aussage über mögliche Kausalitäts- oder Selektionseffekte ...“ (S. 179)
Berth et al. (2003)	1. Sächsische Längsschnittstudie 2. 1987–2002 3. Ostdeutschland 4. univariate Varianzanalyse 5. verschiedene Instrumente zur Erfassung der Gesundheit 6. nur Personen, die in 1987 14 Jahre alt waren und mind. die Oberschule abgeschlossen haben	„Zusammenfassend ist festzustellen, dass die aus der Literatur bekannten, stark negativen Gesundheitsfolgen von Arbeitslosigkeit auch bei jungen, gut ausgebildeten und mobilen Personen eintreten: Sie leiden unter mehr Angst, Depression, höherem globalen psychischen Distress, einem subjektiv schlechteren Gesundheitszustand und einer niedrigeren Selbstwirksamkeitserwartung.“ (S. 559)  „Nicht zu beantworten [...] ist der kausale Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Gesundheit.“ (S. 559)

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Bormann (1992)	1. 1. Nationaler Gesundheitssurvey 2. 1984–1986 3. Westdeutschland 4. bivariate Analysen 5. gesundheitliches Risiko- verhalten, subjektive Gesundheit, Bettlägerigkeit aufgrund gesundheitlicher Beeinträchtigungen, bestehende Erkrankungen 6. k. A.	„... daß die gesundheitliche Situation von Arbeitslosen im Vergleich zu Vollbeschäftigten deutlich schlechter ist.“ (S. 65)  „... war es nicht möglich, die Frage nach der Kausalität [...] zu untersuchen.“ (S. 65)
Brenner (1983)	1. verschiedene Datensätze auf makroökonomischer Ebene 2. verschiedene Erhebungsjahre (1936–1979) 3. England, Schottland, Vereinigte Staaten, Kanada, Schweden, Westdeutschland, Frankreich, Italien, Spanien 4. multivariate Zeitreihenanalyse, z. T. getrennt für Männer und Frauen 5. um Alters- und Geschlechts- effekte bereinigte Mortalitätsrate (insgesamt sowie durch Herzkrankheiten) 6. k. A.	reales Pro-Kopf-Einkommen (-*) jährliche Veränderung des realen Pro-Kopf- Einkommens (-*) Arbeitslosenquote (+*) Anteil Arbeitslose bei 20- bis 40-jährigen Männern (+*) Anteil Arbeitslose bei über 40-jährigen Männern (+*) Arbeitslosigkeit in den letzten 10 Jahren (+*) jährliche Veränderung der Arbeitslosenquote (+*) durchschnittliche Anzahl Wochenstunden, die auf das verarbeitende Gewerbe anfallen (-*) Pro-Kopf-Zigarettenkonsum (+*) Anteil des Spirituosenkonsums am gesamten Alkoholkonsum (+*) Pro-Kopf-Alkoholkonsum (auch getrennt nach Bier, Wein) (+*) Einwanderungsrate (-* für Schweden +* für Westdeutschland) Auswanderungsrate (-* für Westdeutschland) Anteil staatl. Gesundheitsausgaben an den Staatsausgaben (-*) Krankenhausbettausnutzung pro Kopf (-*) Temperatur im Februar (-*)
Brenner (1987)	1. k. A. 2. 1952–1983 3. England bzw. Schottland 4. multivariate Zeitreihenanalyse mit Distributed-Lag- Schätzmethode von Shiller 5. um Alterseffekte bereinigte, jährliche Veränderung der Mortalitätsrate (insgesamt sowie durch Herzkrankheiten) 6. k. A.	jährliche Veränderung des Pro-Kopf-Ein- kommens (-*) jährliche Veränderung der Arbeitslosenquote (+*) jährliche Veränderung des Pro-Kopf- Zigarettenkonsums (+*) jährliche Veränderung des Pro-Kopf- Spirituosenkonsums (+*) jährliche Veränderung des Pro-Kopf-Fettkonsums (+* nur bei Herzkrankheiten) Temperatur im Januar (-*)

## Fortsetzung

<p>Autor(en) (Jahr)</p>	<p>1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung</p>	<p>Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)</p>
<p>Brinkmann (1984) sowie Brinkmann und Potthoff (1983)</p>	<p>1. Verlaufsuntersuchung des IAB bei Arbeitslosen 2. 1981+1983 3. Westdeutschland 4. bivariate Analysen 5. subjektive Gesundheit, Allgemeinbeschwerden, psychische Balance 6. nur Deutsche älter als 25 Jahre</p>	<p>„... zeigen alle Indikatoren für Langzeitarbeitslose ein erheblich schlechteres gesundheitliches Befinden als für wiederbeschäftigte ehemalige Arbeitslose.“ (Brinkmann 1984: 466)</p> <p>„... daß der physische Gesundheitszustand von Arbeitslosen in den ersten Wochen der Arbeitslosigkeit im Durchschnitt nicht schlechter [...] ist als der von vergleichbaren Erwerbstätigen.“ (Brinkmann und Potthoff 1983: 388)</p> <p>„... Arbeitslose schon in den ersten Wochen der Arbeitslosigkeit im Durchschnitt ein etwas schlechteres psychisches Befinden erkennen lassen als Erwerbstätige.“ (Brinkmann und Potthoff 1983: 388)</p>
<p>Elkeles und Seifert (1992 und 1993)</p>	<p>1. Sozio-ökonomisches Panel 2. 1984–1988 3. Westdeutschland 4. multiple Klassifikationsanalyse und bivariate Analysen 5. chronische Beschwerden oder Krankheit, durch den Gesundheitszustand bedingte Behinderung bei der Erfüllung alltäglicher Aufgaben, Erwerbsminderung und Schwerbehinderung, subjektive Gesundheit 6. nur Deutsche zwischen 18 und 64 Jahren</p>	<p>„Arbeitslose haben eine geringere Gesundheitszufriedenheit und nennen in höherem Ausmaß gesundheitliche Belastungen.“ (Elkeles und Seifer 1993: 154)</p> <p>„Es ergaben sich jedoch keine Anhaltspunkte für einen kausalen Einfluß der Arbeitslosigkeit [...] Die relative Konstanz der Gesundheitszufriedenheit, sowohl beim Eintritt von Arbeitslosigkeit als auch bei Wiederbeschäftigung unterstützt die Selektions-Hypothese.“ (Elkeles und Seifert 1993: 154)</p>
<p>Elstad und Krokstad (2003)</p>	<p>1. Nord-Trøndelag Health Study 2. 1985+1995 3. Norwegen 4. Logit Regression 5. Veränderung des subjektiven Gesundheitszustands 6. nur Männer zwischen 25 und 49 Jahren in 1985</p>	<p>„Thus, health-selective career mobility was very weak and far from statistically significant, but health selectivity was strong as regards transition into/out of employment.“ (S. 1481)</p>

## Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Gerdtham und Johannesson (2003)	1. Statistic Sweden's Survey of Living Conditions, National Causes of Death Statistics sowie National Income Tax Statistics 2. 1980–1996 3. Schweden 4. Probit Regression mit Selektionskorrektur 5. gestorben (ja/nein) 6. nur Personen, die in 1980 zwischen 20 und 64 Jahren alt waren und entweder erwerbstätig oder arbeitslos waren	arbeitslos (+*) körperliche Behinderung (+*) subjektive Gesundheit (-*) Bluthochdruck (+*) Eltern bereits gestorben (+) Jahreseinkommen (-*) männlich (+*) Alter (+*) Kinder im Haushalt (-*) <sup>1</sup> Immigrationshintergrund (-) Single (+*) Bildung (-) Einwohnerdichte (+) Befragungszeitpunkt (-*) Region (n)
Grobe und Schwartz (2003)	1. Daten der Gmünder Ersatzkasse 2a. 1998–2000 2b. 1995–1997 und 1998–2000 3. Deutschland 4. bivariate Analysen 5a. Sterblichkeit 5b. längerfristige Krankenhausaufenthalte 6a. k. A. 6b. nur Männer	a. „Das Risiko der Sterblichkeit erhöht sich kontinuierlich in Abhängigkeit von der vorausgehenden Arbeitslosigkeitsdauer, auch wenn Gruppenunterschiede hinsichtlich der Geschlechts- und Altersstruktur statistisch bereinigt werden.“ (S. 16) b. „Dabei zeigt sich ein deutlicher Zusammenhang zwischen Erkrankungsrisiko und Arbeitslosigkeit.“ (S. 18) „Die Feststellung der nur partiell reduzierten gesundheitlichen Risiken im Zusammenhang mit Arbeitslosigkeit – auch nach einer Berücksichtigung von Vorerkrankungen in statistischen Modellen – kann als Hinweis auf einen eigenständigen, kausalen Effekt der Arbeitslosigkeit gedeutet werden.“ (S. 19)
Hollederer (2003)	1. IAB-Arbeitslosenbefragung 2. 2000 3. Deutschland 4. bivariate Analysen 5. selbstberichtete Gesundheitseinschränkungen 6. k. A.	„Auch mit höherer kumulierter Arbeitslosigkeitsdauer wächst der Anteil der Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen erheblich. Diese Tendenz lässt sich mit kleinen Zwischenanstiegen in allen Altersgruppen beobachten.“ (S. 3)

Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Martikainen (1990)	1. administrative Daten 2. 1970–1985 3. Finnland 4. OLS Regression 5. log. Anzahl erwarteter Todesfälle pro Personenjahr 6. nur Männer zwischen 30 und 54 Jahren in 1980	„... the excess mortality among unemployed men remained high after controlling for age, social state, marital status, and certain measures of health. [...] the effects of unemployment on mortality were more pronounced with the duration of unemployment." (S. 411)
Morris et al. (1994)	1. British Regional Heart Study 2. 1978–1980 3. England 4. Proportional Hazard Modell 5. bedingte Wahrscheinlichkeit zu sterben innerhalb eines 5,5-Jahreszeitraumes nach dem Erhebungszeitraum 6. nur Männer zwischen 40 und 59 Jahren, die mindestens fünf Jahre vor dem Erhebungszeitraum durchgängig beschäftigt waren	„After adjusting for socioeconomic variables (town and social class), health related behaviour (smoking, alcohol consumption, and body weight) and health indicators (recall for doctor diagnoses) that had been assessed at initial screening the relative risk [to die for men who experienced unemployment] was slightly reduced, to 1.95." (S. 1135)  "After adjusting for a wide range of background variables [...] the mortality still remained significantly raised. This suggests a causal effect [...]" (S. 1139)
Moser et al. (1984)	1. OPCS Longitudinal Study 2. 1971–1981 3. England 4. bivariate Analysen 5. standardisierte Mortalitätsrate (Quotient aus beobachteter und erwarteter Anzahl Todesfälle) 6. nur Männer zwischen 15 und 64 Jahren, die 1971 auf Arbeitssuche waren	„To summarize, although effects of other factors remain to be investigated, the results of this investigation do provide evidence suggesting that some of the excess mortality among unemployed men may be explained by there socioeconomic circumstances before unemployment. However, this alone does not account for all of the high mortality in unemployed men and women married to unemployed men." (S. 1328)
Robert Koch-Institut (2006)	1. Telefonischer Gesundheitssurvey 2. 2003 3. Deutschland 4. Logit Regression, getrennt für Männer und Frauen 5. chronische Krankheit oder Gesundheitsstörung (ja/nein) bzw. gesundheitsbedingte Einschränkungen im Alltagsleben (ja/nein) 6. k. A.	in den letzten 5 Jahren arbeitslos (+*M) aktuell arbeitslos < 12 Monate (+*) aktuell arbeitslos ≥ 12 Monate (+*) (Referenz: mind. 15 Stunden pro Woche erwerbstätig)

## Fortsetzung

Autor(en) (Jahr)	1. Datenquelle 2. Erhebungsjahr 3. Land 4. Methode 5. endogene Variable 6. Dateneinschränkung	Ergebnisse (Wirkungszusammenhang)
Schach et al. (1994)	1a. Daten einer Allgemeinen Ortskrankenkasse 1b. 2. Nationaler Gesundheitssurvey 2a. 1981/82+1990/91 2b. 1987–1989 3. Westdeutschland 4. bivariate Analysen (altersstandardisiert) 5a. Arbeitsunfähigkeit, Krankenhausaufenthalt, Frühverrentung, Mortalität 5b. subjektive Gesundheit, gesundheitliches Risikoverhalten, körperliche Beschwerden und Krankheiten, Messdaten wie BMI oder Cholesterin 6. k. A.	a. „Zusammenfassend lässt sich feststellen, daß das Risiko, für eines der Ereignisse Krankenhausaufenthalt, Frühverrentung oder Sterblichkeit in Arbeitslosigkeit im Vergleich zu Erwerbstätigkeit erhöht ist. [...] Auch sind die Dauern der Arbeitsunfähigkeit und der Krankenhausaufenthalte für Arbeitslose länger als für Erwerbstätige.“ (S. 8)  b. „Zusammenfassend ist festzustellen, daß das gesundheitliche Risiko für Arbeitslose im Vergleich zu Erwerbstätigen erhöht ist, soweit dies die eigene Einschätzung betrifft.“ (S. 11)
Stich (2004)	1. Bundes-Gesundheitssurvey 2. 1997–1999 3. Deutschland 4. ordinale Regression, getrennt für Männer und Frauen 5. subjektive Gesundheit (0–4) 6. nur Personen mit Hauptwohnsitz in Deutschland zwischen 18 und 79 Jahren	Erwerbsstatus (Referenz: erwerbstätig, frühere Arbeitslosigkeit ≤ 12 Monate) • langzeitarbeitslos (-*) • kurzzeitarbeitslos (+M/-F) • erwerbstätig, frühere Arbeitslosigkeit > 12 Monate (+M/-F) Schulbildung (+*M) berufliche Stellung (+*) Äquivalenzeinkommen (+) Alleinverdiener (-) mit festem (Ehe)Partner (-) <sup>1</sup> keine Kinder (-) soziale Unterstützung (+) <sup>1</sup> Wohnort in Ostdeutschland (+) Zigarettenkonsum (-*M) sportliche Aktivität (+*M) Schlafdauer 6–8 Stunden (+*F) Zeitraum ab der letzten Vorsorgeuntersuchung (+*M) Alkoholkonsum (-) BMI (-*F) Erkrankung (-*)
Anmerkungen: +/-: positiver/negativer Zusammenhang, *(n): statistisch (nicht) signifikantes Ergebnis auf einem minimalen Signifikanzniveau von fünf Prozent, F: Ergebnis gilt nur für Frauen bzw. ist nur für Frauen statistisch signifikant, M: Ergebnis gilt nur für Männer bzw. ist nur für Männer statistisch signifikant. <sup>1</sup> Ergebnisse sind nicht eindeutig: signifikant oder insignifikant mit wechselndem Vorzeichen für unterschiedliche Schätzungen. Quelle: Eigene Zusammenstellung.		

## 6 Methodik und Daten

### 6.1 Das theoretische Prämienkalkulationsmodell

Dem versicherungsmathematischen Äquivalenzprinzip zufolge muss die Netto-  
risikoprämie (NRP) dem Erwartungswert des Schadens ( $E(S)$ ) entsprechen (Farny  
2006: 67). Bezogen auf den einzelnen Versicherungsnehmer bzw. homogene Teil-  
kollektive (i) bedeutet dies, dass sich die individuelle Nettorisikoprämie mit dem  
individuellen Schadenerwartungswert deckt (individuelles Äquivalenzprinzip)<sup>147</sup>:

$$NRP_i = E(S_i).$$

Im Zusammenhang mit der zugrunde liegenden Fragestellung umfasst die indivi-  
duelle Nettorisikoprämie die Summe über den Erwartungsschaden aus Arbeitslo-  
sigkeit (A) und Langlebigkeit bzw. Rentenbezug (R). Da bei der Rentenversicherung  
An- und Entsparprozesse stattfinden, wird an dieser Stelle nicht vom Erwartungs-  
schaden gesprochen. Stattdessen wird eine isolierte Nettorisikoprämie ( $NRP_i^R$ ) für  
die Rentenversicherung ausgewiesen, welche durch den erwarteten Schaden aus  
Rentenbezug ( $S_i^R$ ) determiniert wird:<sup>148</sup>

$$NRP_i = E(S_i^A) + NRP_i^R(E(S_i^R)), \quad (6.1)$$

wobei die zu erwartenden Schäden (S) jeweils als Zufallsvariablen zu interpretieren  
sind.

Die beiden Risiken Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit setzten sich jeweils aus  
drei Schadendimensionen zusammen, die mit folgenden Fragen abgebildet werden  
können:

- 1) Wie wahrscheinlich tritt der Schaden ein?
- 2) Wenn der Schaden eintritt, wann ist der zu erwartende Zeitpunkt?
- 3) Wenn der Schaden eintritt, wie hoch ist der zu erwartende Schaden?

Die erste Frage bezieht sich auf das Schadeneintrittsrisiko, also den Umstand, ob  
eine Person arbeitslos bzw. rentenberechtigt wird (Schadenzahlprozess).<sup>149</sup> Die drit-

147 Dies geht konform mit dem Verursachungsprinzip (Farny 2006: 67).

148 Wie bereits in Kapitel 4.1 ausgeführt, werden die beiden Risiken Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit getrennt kalkuliert. Ursächlich hierfür ist die Begrenztheit des zur Verfügung stehenden Datenmaterials. So können Diversifikationspotenziale, die durch eine kombinierte Prämienkalkulation entstehen, nur unzureichend ermittelt werden. Außerdem ist eine kombinierte Erfassung des Arbeitslosigkeits- und Langlebigkeitsrisikos bislang nur unzureichend möglich.

149 Bezüglich des Renteneintritts handelt es sich um eine reine Eintrittswahrscheinlichkeit. Der Eintritt in Arbeitslosigkeit ist alternativ auch als Schadenzahlprozess modellierbar. Die zugrunde liegende Fragestellung bezieht sich dann auf die zu erwartende individuelle Anzahl von Arbeitslosigkeitseintritten in einem festgelegten Beobachtungszeitraum. Diese überschreitet in der nachfolgenden empirischen Analyse nur sehr selten den Wert Eins. Außerdem liegt die Schadenfrequenz bei lediglich ca. zehn Prozent, was eine vereinfachte Abbildung als Eintrittswahrscheinlichkeit zulässig macht (Kruse 1997: 22 und 56).

te Frage zielt auf das Verbleibsrisiko in Arbeitslosigkeit bzw. Rente ab (Schadenssummenprozess). Je länger eine Person im entsprechenden Zustand verweilt, umso höher ist ceteris paribus der Schaden. Die Frage nach dem Schadeneintrittszeitpunkt (Frage 2) ist in Bezug auf das Langlebighkeitsrisiko vollkommen zu vernachlässigen, da dieser auf ein bestimmtes Lebensalter (z. B. 65 Jahre) exogen festgelegt wird und somit nicht Teil des Schadenprozesses ist. Dies gilt jedoch nicht für das Arbeitslosigkeitsrisiko. Die Zeitspanne zwischen Vertragsabschluss und Schadeneintritt stellt hier grundsätzlich eine Dimension des Schadenprozesses dar (Bach 1999: 61). Wie in Kapitel 4.5 bereits ausgeführt, wird hiervon jedoch abstrahiert. Im Ergebnis wird der Zeitpunkt des Arbeitslosigkeitsintritts in der vorliegenden Arbeit nicht explizit in die Prämienkalkulation aufgenommen. Insofern werden die berechneten Prämien tendenziell überschätzt.

Der individuelle Erwartungsschaden aus Arbeitslosigkeit ergibt sich damit als bedingter Erwartungswert:

$$E(S_i^A) = E(V_i^A \mid A_i = 1) \cdot VL_i^A, \quad (6.2)$$

wobei  $V_i^A$  die individuelle Verweildauer in Arbeitslosigkeit innerhalb eines vorgegebenen Zeitraums<sup>150</sup> beschreibt. Um den wertmäßigen Schaden zu ermitteln, muss die zu erwartende Verweildauer mit der vereinbarten Versicherungsleistung pro Zeiteinheit ( $VL_i^A$ ) multipliziert werden.

Die individuelle Nettorisikoprämie in der Rentenversicherung muss eine zeitliche Komponente in Form einer Verzinsung enthalten, da hier An- und Entsparprozesse stattfinden. In diesem Zusammenhang besagt das individuelle Äquivalenzprinzip, dass der Endwert (EW<sub>i</sub>) des individuellen Einzahlungsstroms bis zum Renteneintritt gerade gleich dem Barwert (BW<sub>i</sub>) des individuellen Auszahlungsstroms nach dem Renteneintritt entsprechen muss:

$$EW_i = BW_i.$$

Der Endwert eines vorschüssigen Einzahlungsstromes berechnet sich als geometrische Reihe (Luderer 2003: 47):

$$EW_i = NRP_i^R \cdot (1+r) \cdot \frac{(1+r)^{N-n_i} - 1}{r}.$$

Hierbei bezeichnet  $NRP_i^R$  die bereits in Gleichung (6.1) eingeführte individuelle Nettorisikoprämie in Form eines über die Zeit konstanten Rentenversicherungsbeitrags pro Zeiteinheit;  $r$  stellt den durchschnittlichen Nominalzinssatz pro Zeitein-

<sup>150</sup> Dieser Zeitraum entspricht der Laufzeit des Versicherungsvertrags und sollte so gewählt sein, dass das Arbeitslosigkeitsrisiko hinreichend genau erfasst werden kann und das Änderungsrisiko (Inflation, Politik, Wirtschaftswachstum) überschaubar bleibt.



heit über den Beobachtungszeitraum dar.<sup>151</sup>  $N - n_i$  steht für die Einzahlungsdauer mit  $N$  als exogenem Renteneintrittsalter<sup>152</sup> und  $n_i$  als individuellem Lebensalter zum Zeitpunkt des Vertragsabschlusses.

Für den Barwert des vorschüssigen Auszahlungsstromes ergibt sich ebenfalls eine geometrische Reihe (Luderer 2003: 47):

$$BW_i = VL_i^R \cdot \frac{1 - 1/(1+r)^{E(V_i^R | R_i=1)}}{1 - 1/(1+r)}$$

Zentrale Größe ist hierbei die individuell zu erwartende Rentenbezugsdauer unter der Bedingung, dass das Rentenalter erreicht wird  $E(V_i^R | R_i=1)$  mit  $V_i^R$  als individuelle Verweildauer in Rente. Außerdem zu berücksichtigen ist die individuell vereinbarte Versicherungsleistung pro Zeiteinheit ( $VL_i^R$ ).

Setzt man den Endwert gleich dem Barwert und löst die Gleichung nach der individuellen Nettorisikoprämie auf, so ergibt sich Gleichung (6.3):

$$NRP_i^R = \frac{1 - 1/(1+r)^{E(V_i^R | R_i=1)}}{1 - 1/(1+r)} \cdot \frac{r}{(1+r)^{N-n_i} - (1+r)} \cdot VL_i^R \quad (6.3)$$

Mit den Gleichungen (6.1), (6.2) und (6.3) ist der getrennt kalkulierte, individuelle Gesamterwartungsschaden aus Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit durch zwei bedingte Erwartungswerte bestimmt:

$$NRP_i = E(V_i^A | A_i = 1) \cdot VL_i^A + NRP_i^R \quad (6.4)$$

wobei  $NRP_i^R$  als Funktion des bedingten Erwartungswertes der individuellen Rentenbezugsdauer zu interpretieren ist.

Geht man davon aus, dass Schadeneintritt (Schadenzahlprozess) und Schadenhöhe (Schadensummenprozess) jeweils stochastisch unabhängig voneinander sind, kann der Gesamtschaden aus Gleichung (6.4) separat modelliert werden (Mack 2002: 109):

$$NRP_i = P(A_i = 1) \cdot E(V_i^A) \cdot VL_i^A + P(R_i = 1) \cdot NRP_i^R \quad (6.5)$$

Sowohl bezüglich des Arbeitslosigkeits- als auch des Langlebigkeitsrisikos ist die Annahme der Unabhängigkeit zwischen Eintritt und Höhe des Schadens eventuell fragwürdig. So ist denkbar, dass externe Einflussfaktoren, wie Konjunktur

151 Genau genommen verbirgt sich hinter der Nominalverzinsung ein Erwartungswert. In der Praxis wird hierfür allerdings ein Rechnungszins angenommen (gegenwärtig 2,25 Prozent pro Jahr in der Lebensversicherung).

152 Auch das Renteneintrittsalter ist grundsätzlich individuell vereinbar. Zur Vereinfachung und um einen exakten Übergang zwischen Arbeitslosen- und Rentenversicherung zu gewährleisten, wird das Renteneintrittsalter mit 65 Jahren fest vorgegeben.

oder Politik, sowohl das Eintritts- als auch das Verbleibsrisiko beeinflussen (Mack 2002: 109). Außerdem gibt es individuelle, unbeobachtete Eigenschaften (z. B. persönliches Auftreten), die beide Schadendimensionen mitbestimmen können.<sup>153</sup> Diesem Umstand sollte in der ökonometrischen Umsetzung Rechnung getragen werden, indem alternativ zur separaten auch eine gemeinsame Modellierung der Schadendimensionen diskutiert wird.

## 6.2 Das ökonometrische Prämienkalkulationsmodell

Um die einzelnen Erwartungswerte auf beobachtbare, individuelle Merkmale zu konditionieren und damit (homogene) Risikogruppen zu identifizieren, werden die Bestandteile der Nettorisikoprämie in ein ökonometrisches Modell überführt. Hierzu müssen zunächst jeweils geeignete Schätzverfahren ausgewählt werden. Diese sollen den zugrunde liegenden Schadenprozess (bzw. die Datenstruktur) möglichst gut abbilden und zugleich im Versicherungskontext anwendbar sein.<sup>154</sup> In der separaten Modellierung der Gleichung (6.5) werden die Schadeneintrittswahrscheinlichkeiten jeweils als Logit-Modell (Greene 2003: 667) geschätzt. Zur Quantifizierung der Schadenhöhe wird jeweils ein diskretes Verweildauermodell (Allison 1982) gewählt. Alternativ dazu werden Möglichkeiten einer gemeinsamen Modellierung der Schadendimensionen in Form eines Tobit- (Greene 2003: 764 ff.) sowie bivariaten Probit-Modells (Greene 2003: 710 ff.) erörtert. Alle ökonometrischen Analysen basieren auf der Statistik-Software Stata 9.2.

### 6.2.1 Getrennte Modellierung der Schadendimensionen

#### 6.2.1.1 Schadeneintritt

Binären statistischen Modellen liegt meist der Gedanke einer latenten Variable  $Z_i$  zugrunde, welche von einem Spaltenvektor beobachtbarer Größen  $W_i$  sowie unbeobachtbarer Variablen  $\gamma_i$  determiniert wird:

$$Z_i = W_i\alpha + \gamma_i$$

$\alpha$  bezeichnet hierbei einen Zeilenvektor an Koeffizienten. Ob eine Person arbeitslos bzw. rentenberechtigt wird, kann zwar beobachtet werden, der sich dahinter verborgende (latente) Prozess ist allerdings nicht sichtbar. So ist beispielsweise

<sup>153</sup> Im Zusammenhang mit dem Langlebigkeitsrisiko ist beispielsweise denkbar, dass bestimmte (unbeobachtete) Berufsgruppen stärker von Berufsunfällen mit Todesfolge betroffen sind und gleichzeitig eine kürzere Rentenbezugsdauer nach sich ziehen. Demnach wäre der Schadenzahlprozess (Eintritt in Rente) nicht unabhängig vom Schadenssummenprozess (Verweildauer in Rente).

<sup>154</sup> So können z. B. Panel-Modelle im Allgemeinen ausgeschlossen werden, da die hierzu benötigten Datensätze im Versicherungskontext nicht verfügbar sind.

vorstellbar, dass verschiedene Komponenten zusammentreffen müssen, damit eine Person entlassen wird. Externe Faktoren (Arbeitsmarktlage, Arbeitgebereigenschaften, familiäre und soziale Gegebenheiten) sind dabei ebenso zu beachten, wie in der Person begründete Einflüsse (Bildung, Motivation, Charaktereigenschaften). Das Zusammenspiel dieser einzelnen Elemente bleibt verborgen und stellt damit einen latenten Prozess dar. Sofern nun bestimmte Konstellationen von Einflussgrößen vorliegen ( $Z_i^A \geq 0$ ), wird eine Person arbeitslos ( $A_i = 1$ ):

$$A_i = 1 \Leftrightarrow Z_i^A \geq 0; A_i = 0 \Leftrightarrow Z_i^A < 0 \text{ mit } Z_i^A = W_i^A \alpha^A + \gamma_i^A \text{ und } \gamma_i^A \sim_{\text{iid}} N(0, 1).$$

Daraus ergibt sich für die bedingte Wahrscheinlichkeit, dass eine Person arbeitslos wird, gegeben bestimmte beobachtete Merkmale  $W_i^A$ :

$$P(A_i = 1 | W_i^A) = P(Z_i^A \geq 0 | W_i^A) = P(-\gamma_i^A \leq W_i^A \alpha^A | W_i^A) = F(W_i^A \alpha^A).$$

Um dem Wertebereich von Wahrscheinlichkeiten  $[0, 1]$  gerecht zu werden, wird  $F$  als eine stetige Verteilungsfunktion dargestellt. Aufgrund der Verteilungsannahme von  $\gamma_i^A$  ergibt sich in der zugrunde liegenden Untersuchung eine logistische Verteilung<sup>155</sup> (Logit-Modell):

$$P(A_i = 1 | W_i^A) = \frac{\exp(W_i^A \alpha^A)}{1 + \exp(W_i^A \alpha^A)}. \quad (6.6)$$

Für den Renteneintritt gilt entsprechend:

$$R_i = 1 \Leftrightarrow Z_i^R \geq 0; R_i = 0 \Leftrightarrow Z_i^R < 0 \text{ mit } Z_i^R = W_i^R \alpha^R + \gamma_i^R \text{ und } \gamma_i^R \sim_{\text{iid}} N(0, 1),$$

$$P(R_i = 1 | W_i^R) = P(Z_i^R \geq 0 | W_i^R) = P(-\gamma_i^R \leq W_i^R \alpha^R | W_i^R) = F(W_i^R \alpha^R),$$

wobei  $F$  wiederum die Verteilungsfunktion der logistischen Verteilung darstellt:

$$P(R_i = 1 | W_i^R) = \frac{\exp(W_i^R \alpha^R)}{1 + \exp(W_i^R \alpha^R)}. \quad (6.7)$$

Aufgrund der Nichtlinearität des Logit-Modells erfolgt die Schätzung der Modellparameter  $\alpha^A$  und  $\alpha^R$  jeweils mit der Maximum-Likelihood-Methode (Pindyck und Rubinfeld 1998: 329 f.).

<sup>155</sup> Alternativ dazu wird oftmals die Standardnormalverteilung angenommen. Sofern die Datensätze hinreichend groß sind, kommen beide Verteilungsannahmen zu sehr ähnlichen Ergebnissen (Verbeek 2000: 179). Die vorliegende Arbeit präferiert das Logit-Modell aufgrund seiner vergleichsweise einfachen Berechenbarkeit. Grundsätzlich könnte aber auch das Probit-Modell zur Anwendung kommen.

### 6.2.1.2 Schadenhöhe

Die Verweildauer in Arbeitslosigkeit bzw. Rente kann grundsätzlich mit verschiedenen statistischen Methoden untersucht werden. Die zugrunde liegende Datenstruktur spricht allerdings meist für den Einsatz eines Verweildauermodells.<sup>156</sup> So führen Zensierungen der Daten sowie das Abweichen von der Normalverteilungsannahme dazu, dass das klassische lineare Regressionsmodell keine befriedigenden Schätzergebnisse liefert.<sup>157</sup> Einfache binäre Modelle im Querschnitt haben den Nachteil, dass sie keinen zeitlichen Verlauf abbilden können und damit wertvolle Informationen über Zeitabhängigkeiten außer Acht lassen (Allison 1982: 64 ff.).

Grundsätzlich lässt sich die Analyse von Verweildauern für den stetigen und diskreten Fall unterscheiden. Da die Messung sozialer Ereignisse, wie Arbeitslosigkeit oder Tod, zwangsläufig in unstetiger Zeit erfolgt, kommt in dieser Arbeit ein diskretes Verweildauermodell zur Anwendung.<sup>158</sup> Dieses kann, ähnlich wie das Logit-Modell zur Schätzung der Schadeneintrittswahrscheinlichkeit, aus einem latenten Prozess abgeleitet werden (Hamerle und Tutz 1989: 40 ff.). Demnach verlässt eine Person (i) einen Zustand (z. B. Arbeitslosigkeit oder Rente) in einem Zeitintervall  $[t-1, t)$  genau dann, wenn eine latente Variable ( $U_{it}$ ) einen bestimmten Schwellenwert ( $\theta_t$ ) überschreitet. Die latenten Variablen ( $U_{it}$ ) können dabei als die Summe der die Verweildauer (T) verkürzenden Kräfte angesehen werden.<sup>159</sup> Sie stellen Zufallsvariablen dar, die sowohl von beobachtbaren Größen ( $X_i$ ), als auch von unbeobachtbaren Einflussfaktoren ( $\varepsilon_{it}$ ) abhängen:<sup>160</sup>

$$U_{it}(X) = u_{it}(X_i) + \varepsilon_{it},$$

$$T_i = t \mid (T_i \geq t, X_i) \Leftrightarrow u_{it}(X_i) + \varepsilon_{it} < \theta_t,$$

156 Bereits an dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass in der vorliegenden Arbeit lediglich ein Zielzustand sowie eine Episode pro Beobachtungseinheit untersucht werden (Austritt aus Arbeitslosigkeit bzw. Tod).

157 Mit Rechtszensierungen, wie sie in der nachfolgenden Untersuchung vorliegen, kann im klassischen linearen Regressionsmodell nur auf zwei Arten umgegangen werden: Entweder man schließt die entsprechenden Fälle aus der Analyse aus, oder man behandelt die Fälle als wären sie beendet (Jenkins 2005: 8 f.). Beide Vorgehensweisen führen im Allgemeinen zu nach unten verzerrten Schätzergebnissen (Tuma und Hannan 1984). Eine weitere Besonderheit von Verweildauerprozessen, die das lineare Regressionsmodell nicht erfassen kann, sind exogene Variablen, deren Ausprägungen sich im Laufe der Verweildauer ändern können (Kiefer 1988: 647). Dieser Umstand spielt in der vorliegenden Arbeit allerdings keine Rolle, da lediglich zeitkonstante Kovariaten in die Schätzungen eingehen.

158 Sofern lediglich Zeitintervalle angegeben werden können, innerhalb derer ein Zustandswechsel stattfindet (diskretes Modell), fehlt dem stetigen Verweildauermodell die theoretische Fundierung (Blossfeld et al. 1986: 102). In diesen Fällen ist insofern dem diskreten Modell der Vorzug zu geben. Die grundsätzliche Vorteilhaftigkeit des diskreten gegenüber dem stetigen Modell erörtert Allison (1982: 63). Für eine davon abweichende Einschätzung sei z. B. auf Allison (1984: 22) sowie Heckmann und Singer (1984: 63) verwiesen. Zudem weisen Simulationsergebnisse darauf hin, dass beide Modelle (stetig und diskret) zu ähnlichen Ergebnissen kommen, wenn die Breite der Zeitintervalle maximal ein Viertel der durchschnittlichen Verweildauer beträgt (Galler 1986: 15).

159 Im Zusammenhang mit der Arbeitslosigkeitsdauer kann hierbei z. B. an sozialen und finanziellen Druck, Bildung sowie die regionale Arbeitsmarktlage gedacht werden. In Bezug auf die Verweildauer in Rente kann z. B. der Gesundheitszustand, soziale Netzwerke sowie gesundheitsrelevantes Verhalten angeführt werden.

160 Die exogenen Variablen ( $X$ ) können grundsätzlich auch zeitabhängig sein. Im Versicherungskontext ist dies allerdings nicht zweckmäßig, da Versicherungsunternehmen vor Vertragsabschluss lediglich über aktuelle Informationen bezüglich der Ausprägungen der Risikomerkmale verfügen. Informationen über entsprechende zeitliche Verläufe liegen meist nicht vor.

$u_{it}$  kann dabei grundsätzlich eine beliebige funktionale Form annehmen. Damit ergibt sich für die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person (i) einen Zustand zum Zeitpunkt  $t$  verlässt, gegeben dass diese Person bis zum Zeitpunkt  $t$  in diesem Zustand verweilt hat und gegeben bestimmte beobachtete Merkmale ( $X_i$ ) die diskrete Übergangsrate (oder diskrete Hazard-Rate) ( $\lambda_i$ ):

$$\lambda_i(t | X_i) = P(T_i = t | T_i \geq t, X_i) = P(-\varepsilon_{it} \leq \theta_t + u_{it}(X_i) | T_i \geq t, X_i) = F(\theta_t + u_{it}(X_i)).$$

Die Parameter  $\theta_t$  geben eine Basisübergangsrate wieder, welche unabhängig von den exogenen Variablen, für alle Personen gleich ist (Blossfeld et al. 1986: 103). Wählt man für  $u_{it}(X_i) = X_i \beta_t$  einen linearen Ansatz mit  $X_i$  als Spaltenvektor und  $\beta_t$  als Zeilenvektor und nimmt zur Vereinfachung an, dass die Koeffizienten nicht verweildauerabhängig sind ( $\beta_t = \beta$ ), dann ergibt sich für die diskrete Übergangsrate aus Arbeitslosigkeit bzw. Rente:

$$\lambda_i^A(t | X_i^A) = F(\theta_t^A + X_i^A \beta^A) \text{ bzw.}$$

$$\lambda_i^R(t | X_i^R) = F(\theta_t^R + X_i^R \beta^R),$$

wobei  $X_i^A$  und  $X_i^R$  keine Konstanten enthalten und  $F$  jeweils eine stetige Verteilungsfunktion darstellt. In der vorliegenden Arbeit wird hierfür eine logistische Verteilung angenommen (Cox 1972: 192):<sup>161</sup>

$$\lambda_i^A(t | X_i^A) = \frac{\exp(\theta_t^A + X_i^A \beta^A)}{1 + \exp(\theta_t^A + X_i^A \beta^A)} \text{ bzw.}$$

$$\lambda_i^R(t | X_i^R) = \frac{\exp(\theta_t^R + X_i^R \beta^R)}{1 + \exp(\theta_t^R + X_i^R \beta^R)}.$$

Die Schätzung der unbekannten Modellparameter  $\theta_t^A$ ,  $\theta_t^R$  sowie  $\beta^A$  und  $\beta^R$  erfolgt mit einem einfachen Logit-Modell mittels Maximum-Likelihood (Hamerle und Tutz 1989: 43 ff.). Die für die Schätzung notwendige Datenstruktur sieht eine Zeile pro Person und Verweildauerintervall (time at risk) vor (Jenkins 1995: 135). Dies bedeutet, dass dieselbe Person mehrfach in die Schätzung (als unabhängige Beobachtungen) eingeht, was zu korrelierten Störtermen und damit zu nicht effizienten Schätzergebnissen führt. Diesem Umstand muss durch eine Korrektur für autokorrelierte Störterme Rechnung getragen werden (Allison 1982: 82 ff.). Dies wird in der vorliegenden Arbeit durch eine Clusterung auf Personenebene umgesetzt.

161 Grund dafür ist die weite Verbreitung dieser Verteilungsannahme in diskreten Verweildauermodellen (Allison 1982: 72; Jenkins 1995: 134). Weitere übliche Verteilungen sind die Standardnormalverteilung und die komplementäre log-logistische Verteilung (Singer und Willett 1993: 190).

Aus der Hazard-Rate für Arbeitslosigkeit bzw. Rente lässt sich jeweils die Wahrscheinlichkeit für ein abgeschlossenes Zeitintervall im entsprechenden Zustand ( $\kappa^A$ ,  $\kappa^R$ ) ableiten. Um die Wahrscheinlichkeit eines abgeschlossenen Zeitintervalls  $[t_0, t^*)$  zu bestimmen, wird die bedingte Wahrscheinlichkeit des Zustandswechsels in Periode  $t^*$  multipliziert mit den diskreten bedingten Wahrscheinlichkeiten des Verbleibs bis  $t^*$  (Ham und Rea 1987: 332):<sup>162</sup>

$$\kappa_i^A(t_0, t^*) = \left\{ \prod_{t=1}^{t^*-1} [1 - \lambda_i^A(t | X_i^A)] \right\} \cdot \lambda_i^A(t^* | X_i^A),$$

$$\kappa_i^R(t_0, t^*) = \left\{ \prod_{t=1}^{t^*-1} [1 - \lambda_i^R(t | X_i^R)] \right\} \cdot \lambda_i^R(t^* | X_i^R).$$

Unter Verwendung von  $\kappa$  lassen sich schließlich die zu erwartenden Verweildauern in Arbeitslosigkeit bzw. Rente berechnen (Ham und Rea 1987: 332), wobei  $\kappa$  auf den Wert Eins skaliert wird:<sup>163</sup>

$$E(V_i^A) = \sum_{t=1}^T t \cdot \kappa_i^A(t_0, t), \quad (6.8)$$

$$E(V_i^R) = \sum_{t=1}^T t \cdot \kappa_i^R(t_0, t). \quad (6.9)$$

Als ökonometrisches Modell zur Bestimmung der individuellen Nettorisikoprämie für das separat kalkulierte Risiko aus Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit (mit jeweils separat modellierten Schadendimensionen) ergibt sich aus den Gleichungen (6.3) bis (6.9) zusammenfassend:

$$\begin{aligned} NRP_i = & \frac{\exp(W_i^A \alpha^A)}{1 + \exp(W_i^A \alpha^A)} \cdot E(V_i^A) \cdot VL_i^A + \\ & \frac{\exp(W_i^R \alpha^R)}{1 + \exp(W_i^R \alpha^R)} \cdot \frac{1 - 1/(1+r)^{E(V_i^R)}}{1 - 1/(1+r)} \cdot \frac{r}{(1+r)^{N-n_i} - (1+r)} \cdot VL_i^R. \end{aligned} \quad (6.10)$$

162 Da es in der nachfolgenden Analyse keine linkszensierten Daten gibt, ist der Anfangszeitpunkt ( $t_0$ ) für alle Beobachtungseinheiten identisch.

163 Die maximale Verweildauer ( $T$ ) wird bei Arbeitslosigkeit auf zwölf Monate, bei Rentenbezug auf 35 Jahre beschränkt. Im letzteren Fall kann dieses Vorgehen durch Datenbeschränkungen gerechtfertigt werden. So ist die Fallzahl der über 100-Jährigen im SOEP sehr gering. Die Beschränkung der Arbeitslosigkeitsdauer auf zwölf Monate hat versicherungstechnische Gründe. Da die vorliegende Arbeit eine maximale Bezugsdauer von zwölf Monaten unterstellt, sind Informationen, die über diesen Zeitraum hinausgehen, für Versicherungen nicht zugänglich. Selbst wenn derartige Informationen zur Verfügung stünden, wären sie für Versicherer nur schwer nutzbar, da das Versicherungsverhältnis nach Ablauf der maximalen Bezugsdauer endet.

Hinter den beiden Summanden verbergen sich der Erwartungsschaden aus Arbeitslosigkeit und die isolierte Nettorisikoprämie in der Rentenversicherung, wobei jeweils die drei Faktoren Schadeneintrittsrisiko, Schadenhöhe (als erwartete Verweildauer) und vereinbarte Versicherungsleistung pro Zeiteinheit zu unterscheiden sind.

## 6.2.2 Gemeinsame Modellierung der Schadendimensionen

Da die beiden Schadenprozesse Eintritt und Verbleib in Arbeitslosigkeit bzw. Rente voneinander abhängig sein können, muss alternativ zur separaten Modellierung auch eine gemeinsame Schätzung der entsprechenden Erwartungswerte geprüft werden. Grundsätzlich stehen hierzu verschiedene Methoden zur Verfügung. Sowohl der Eintritt als auch der Verbleib wird durch ein binäres Modell abgebildet. Somit kann eine gemeinsame Schätzung auf Basis eines bivariaten Probit-Modells erfolgen (Greene 2003: 710 ff.).<sup>164</sup> Die Tatsache, dass die beiden Probit-Modelle unterschiedliche Personengruppen umfassen, da Verweildauerinformationen nur für Personen vorliegen, die einen Schaden erleiden, stellt dabei kein grundlegendes Problem dar (Poirier 1980). Allerdings ist die Datenstruktur der beiden Probit-Modelle in der vorliegenden Arbeit sehr unterschiedlich. So liegt bei der Schätzung der Eintrittswahrscheinlichkeit eine Datenzeile pro Person vor. Das diskrete Verweildauermodell benötigt dagegen eine Datenzeile pro Person und Verweildauerintervall (time at risk) (Jenkins 1995: 135). Es ist davon auszugehen, dass die Schätzung eines bivariaten Probit-Modells, welches sich aus einem einfachen Probit- und einem diskreten Verweildauermodell zusammensetzt, nicht ohne erheblichen Programmieraufwand möglich ist.<sup>165</sup> Deshalb wird in der vorliegenden Arbeit auf den Einsatz dieses Modells verzichtet.

Eine Alternative zum bivariaten binären Modell stellt das Tobit-Modell dar (Verbeek 2000: 197 ff.). Hierbei wird berücksichtigt, dass nur für jene Personen eine zu erwartende Verweildauer ermittelt werden kann, die einen Eintritt in Arbeitslosigkeit bzw. Rente aufweisen. Insofern kann die abhängige Variable (Verweildauer) als zensiert angesehen werden (Pindyck und Rubinfeld 1998: 325). Ausgangspunkt ist die Vorstellung eines latenten Modells der Form:

$$Y_i^* = X_i^* \beta^* + \varepsilon_i^* \quad \text{wobei} \quad \varepsilon_i^* \sim_{\text{iid}} N(0, \sigma_1^2).$$

164 Hierbei wird die Korrelation der Störterme zweier Probit-Modelle berücksichtigt. Das Modell entspricht damit dem Vorgehen der seemingly unrelated regression für den linearen Fall (Greene 2003: 340). Grundsätzlich wäre auch ein bivariates Logit-Modell denkbar. Dieses weist allerdings einige Einschränkungen auf (Mosconi und Seri 2006: 387), weshalb es in der Praxis weit weniger Verbreitung findet.

165 In der Literatur finden sich bislang keine Anwendungen des bivariaten Probit-Modells im Zusammenhang mit einer diskreten Verweildaueranalyse und einem einfachen Probit-Modell. Die Verbindung zweier diskreter Verweildauermodelle wurde dagegen bereits als bivariates Probit-Modell geschätzt (z. B. Mosconi und Seri 2006).

$Y_i^*$  bezeichnet die Verweildauer in Arbeitslosigkeit bzw. Rente,  $X_i^*$  einen Spaltenvektor exogener Variablen,  $\beta^*$  einen Zeilenvektor an Koeffizienten und  $\varepsilon_i$  einen Störterm. Allerdings kann  $Y_i^*$  nicht für jede Person beobachtet werden, so dass die beobachtete endogene Variable gegeben ist durch:

$$Y_i = Y_i^* \Leftrightarrow Y_i^* > 0$$

$$Y_i = 0 \Leftrightarrow Y_i^* \leq 0$$

und die entsprechende Schätzgleichung formuliert werden kann als:

$$Y_i = X_i \beta + \varepsilon_i \quad \text{wobei} \quad \varepsilon_i \sim_{\text{iid}} N(0, \sigma_2^2).$$

Das Tobit-Modell erfasst nun zwei Prozesse. Zum einen wird die Wahrscheinlichkeit berücksichtigt, die endogene Variable nicht zu beobachten:

$$P(Y_i = 0) = P(Y_i^* \leq 0) = P(\varepsilon_i \leq -X_i^* \beta^*) = F\left(-\frac{X_i^* \beta^*}{\sigma_1}\right).$$

Darauf aufbauend wird der bedingte Erwartungswert der endogenen Variable, gegeben sie wird beobachtet, erfasst und es ergibt sich folgendes Schätzmodell:

$$E(Y_i | Y_i^* > 0) = X_i \beta + E(\varepsilon_i | \varepsilon_i^* > -X_i^* \beta^*) = X_i \beta + \sigma_{12} \frac{f\left(-\frac{X_i^* \beta^*}{\sigma_1}\right)}{F\left(-\frac{X_i^* \beta^*}{\sigma_1}\right)}.$$

$F$  stellt dabei die Verteilungsfunktion,  $f$  die Dichtefunktion einer Normalverteilung mit Standardabweichung  $\sigma_1$ . dar,<sup>166</sup>  $\sigma_{12}$  bezeichnet die Kovarianz zwischen den Störtermen  $\varepsilon_i$  und  $\varepsilon_i^*$ . Sofern  $X_i \beta = X_i^* \beta^*$  und  $\varepsilon_i = \varepsilon_i^*$  ergibt sich das einfache Tobit-Modell als Censored Regression Modell. Andernfalls erhält man das Tobit II-Modell, welches auch als Sample Selection Modell bezeichnet wird (Verbeek 2000: 208).

Problematisch im Hinblick auf das einfache Tobit-Modell ist die grundlegende Annahme, dass neben den exogenen Variablen auch die Koeffizienten für den Eintritt und für den Verbleib gleich sind. Im Zusammenhang mit der vorliegenden Fragestellung bedeutet dies, dass die Zusammenhänge zwischen exogenen Variablen und Eintritt in Arbeitslosigkeit (bzw. Rente) identisch sind mit den Zusammenhängen zwischen exogenen Variablen und Verbleib in Arbeitslosigkeit (bzw. Rente) (Kruse 1997: 71). Diese Annahme ist jedoch nicht haltbar. So zeigen sich bei getrennter Schätzung starke Unterschiede in den Koeffizienten (vgl. Tabellen 7.2 und 7.6 in Kapitel 7.1.1 und 7.1.2). Ein Problem, das sowohl

<sup>166</sup> Oftmals wird auch die Standardnormalverteilung angenommen, so dass  $\sigma_1 = 1$  (Pindyck und Rubinfeld 1998: 326).



dem einfachen als auch dem Typ II-Tobit-Modell eigen ist, liegt in der fehlenden Anpassungsgüte an den diskreten Verweildauercharakter der zugrunde liegenden Daten.<sup>167</sup> So geht das Tobit-Modell von einer stetigen Normalverteilung der Störterme aus, was – wie im Falle der linearen Regression – zu verzerrten Schätzergebnissen führt (Cleves et al. 2002: 2; Greene 2003: 771).<sup>168</sup>

Im Ergebnis ist eine gemeinsame Modellierung der Schadendimensionen für den Rahmen dieser Arbeit zu aufwendig. Die Arbeit bezieht sich im weiteren Fortgang deshalb ausschließlich auf eine getrennte Schätzung der Schadendimensionen.<sup>169</sup> Damit ist das Modell aus Gleichung (6.10) für die vorliegende Arbeit maßgeblich. Das nachfolgende Kapitel 6.3 befasst sich unter anderem mit den Schätzproblemen, welche sich durch korrelierte Schadendimensionen ergeben.

Hinsichtlich der eigentlichen Anwendung der Schätzmodelle sei an dieser Stelle auf einen bedeutenden Vorteil der getrennten Modellierung hingewiesen. Es ist im Allgemeinen davon auszugehen, dass die Prognosegüte eines zusammengesetzten Modells die eines Gesamtmodells übersteigt. Ursächlich dafür ist die ausgleichende Wirkung getrennter Schätzungen bezüglich des gesamten Schätzfehlers (Kennedy 1995: 272).

### 6.3 Schätzprobleme und ihre Folgen für die Prämienkalkulation

Die in der ökonometrischen Literatur diskutierten Schätzprobleme erscheinen im Zusammenhang mit der zugrunde liegenden Fragestellung in einem etwas anderen Licht. Ziel der nachfolgenden ökonometrischen Analyse ist es, möglichst homogene Risikogruppen zu identifizieren, um Tendenzen der Risikoselektion zu beherrschen. Damit liegt der Schwerpunkt der Untersuchung in der Prognose und nicht in der Abbildung kausaler Zusammenhänge. Daraus ergeben sich andere Implikationen in Bezug auf mögliche Schätzprobleme als in den meisten sozial- und wirtschaftswissenschaftlichen Arbeiten.

#### 6.3.1 Nicht korrekt geschätzte Standardfehler

Nicht korrekt geschätzte Standardfehler haben letztlich zur Folge, dass die statistischen Signifikanzaussagen eines ökonometrischen Modells zweifelhaft sind. Zwar sind die Schätzergebnisse im Allgemeinen weiterhin erwartungstreu, allerdings sind sie nicht effizient. Grundsätzlich sind verschiedene Ursachen identifi-

167 Die Zensurierung der Daten ist hierbei nicht angesprochen, da das Tobit-Modell auch individuelle Zensierungsgrenzen zulässt.

168 Selektionsmodelle explizit für Verweildaueranalysen liegen bislang nicht vor (Boehmke et al. 2006: 194).

169 In der versicherungstechnischen Literatur ist dieses Vorgehen weit verbreitet (Mack 2002: 109).

zierbar, die nicht-effiziente Schätzungen nach sich ziehen können. So kann z. B. (unvollständige) Multikollinearität<sup>170</sup> dazu führen, dass die Varianz der geschätzten Koeffizienten vergleichsweise groß ist, was breite Konfidenzintervalle und damit wenige statistisch signifikante Koeffizienten mit sich bringt (Hübler 1989: 91). Ein gewisses Maß an Multikollinearität ist fast immer zu beobachten und wird in der Regel nicht weiter berücksichtigt. Problematisch ist es, wenn die Abhängigkeit zwischen exogenen Variablen bestimmte (schwer zu definierende) Grenzen übersteigt (Verbeek 2000: 38). Um herauszufinden, ob Multikollinearität zu Schätzproblemen führt, kann ein ökonometrisches Modell in unterschiedlichen Varianten (mit unterschiedlichen exogenen Variablen) geschätzt werden. Kommen die einzelnen Schätzungen zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen, kann dies auf starke Multikollinearität hindeuten (Pindyck und Rubinfeld 1998: 97). In der nachfolgenden Analyse gibt es keine Anzeichen dafür.

Ein weiteres, v. a. in Modellen mit Zeitreihencharakter anzutreffendes Problem sind autokorrelierte Störterme.<sup>171</sup> Auch dies hat zur Folge, dass statistische Signifikanzen (nach unten oder nach oben) verzerrt sind (Pindyck und Rubinfeld 1998: 159). In der wissenschaftlichen Praxis werden in solchen Fällen meist Korrekturverfahren angewendet, die die Abhängigkeiten der Störterme abzubilden versuchen (Pindyck und Rubinfeld 1998: 160 ff.). Da die nachfolgende Untersuchung als Querschnittsanalyse ausgestaltet ist, spielt Autokorrelation hierbei eine untergeordnete Rolle und wird deshalb nicht explizit berücksichtigt.

Auch die (originäre) Heteroskedastizität<sup>172</sup> hat nicht-effiziente Schätzergebnisse zur Folge (Pindyck und Rubinfeld 1998: 147).<sup>173</sup> Um dieses Problem zu umgehen, hat es sich in der Praxis durchgesetzt, heteroskedastie-konsistente Standardfehler zu berechnen,<sup>174</sup> was auch in der vorliegenden Arbeit umgesetzt wird.

Sofern ein ökonometrisches Modell aus mehreren Schätzgleichungen besteht, können die Störterme zwischen diesen Gleichungen korreliert sein. Dies ist im Zusammenhang mit der nachfolgenden Untersuchung von großer Bedeutung. So können sowohl die Schätzgleichungen zu Eintritt und Verbleib in Arbeitslosigkeit bzw. Rente jeweils miteinander korreliert sein, als auch die Schätzgleichungen zur Arbeitslosigkeit mit denen zum Rentenbezug korreliert sein. Um dies zu verdeutlichen, stelle man sich die vier Schätzgleichungen vereinfacht vor, wobei  $X$  jeweils

170 Multikollinearität liegt vor, wenn zwischen den exogenen Variablen eine lineare Beziehung besteht (Hübler 1989: 85).

171 Das heißt, die Störterme der Beobachtungseinheiten sind untereinander korreliert:  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j | X) \neq 0$ .

172 Hierbei ist das Modell richtig spezifiziert. Die Störterme sind dennoch heteroskedastisch, haben also unterschiedliche Varianz:  $\text{Var}(\varepsilon_i | X) \neq \sigma^2$ .

173 Im Zusammenhang mit binären Modellen kann Heteroskedastizität nicht nur zu nicht-effizienten, sondern auch zu nicht-konsistenten Schätzergebnissen führen (Laisney et al. 1991).

174 Eine weit verbreitete Methode stellt dabei das Huber-White-Verfahren dar (Huber 1967; White 1980).

einen Spaltenvektor erklärender Variablen und  $\beta$  jeweils einen Zeilenvektor an Koeffizienten beschreibt. Die Störterme werden durch  $\varepsilon$  abgebildet:

(a) Eintritt in Arbeitslosigkeit:  $P(A = 1) = X_1^A \beta_1^A + \varepsilon_1^A$

(b) Verbleib in Arbeitslosigkeit:  $\lambda^A(t) = X_2^A \beta_2^A + \varepsilon_2^A$

(c) Eintritt in Rente:  $P(R = 1) = X_1^R \beta_1^R + \varepsilon_1^R$

(d) Verbleib in Rente:  $\lambda^R(t) = X_2^R \beta_2^R + \varepsilon_2^R$

Demnach können mögliche Störtermkorrelationen grundsätzlich in folgenden Kombinationen auftreten:

- Korrelation der Schadendimensionen innerhalb eines Schadenfalls:  
 $\varepsilon_1^A \leftrightarrow \varepsilon_2^A, \varepsilon_1^R \leftrightarrow \varepsilon_2^R$
- Korrelation gleicher Schadendimensionen zwischen den Schadenfällen:  
 $\varepsilon_1^A \leftrightarrow \varepsilon_1^R, \varepsilon_2^A \leftrightarrow \varepsilon_2^R$
- Korrelation ungleicher Schadendimensionen zwischen den Schadenfällen:  
 $\varepsilon_1^A \leftrightarrow \varepsilon_2^R, \varepsilon_2^A \leftrightarrow \varepsilon_1^R$

Sofern die einzelnen Modelle (a) bis (d) jeweils richtig spezifiziert sind, das heißt keine erklärenden Variablen fehlen, führt die Korrelation der Störterme lediglich zu nicht-effizienten Schätzergebnissen (Pindyck und Rubinfeld 1998: 359). Hierbei kann die Korrelation der Schadendimensionen innerhalb eines Schadenfalls in einem Selektionsmechanismus bestehen. So ist der Eintritt in Arbeitslosigkeit bzw. Rente eine Voraussetzung für den Verbleib im jeweiligen Zustand (incidental truncation).

Eine Korrelation von Schadendimensionen zwischen den Schadenfällen Arbeitslosigkeit und Rente kann – selbst wenn jeweils alle relevanten Einflussfaktoren berücksichtigt sind – darin begründet liegen, dass der Eintritt bzw. Verbleib in Arbeitslosigkeit direkten Einfluss auf den Eintritt bzw. Verbleib in Rente hat.<sup>175</sup> Demnach müsste ein kausaler Einfluss von Arbeitslosigkeit auf Langlebigkeit bestehen. Bisherige empirische Untersuchungen deuten zwar auf eine Korrelation hin, allerdings sind kausale Aussagen daraus nicht abzuleiten (vgl. Kapitel 5.3). In Bezug auf den Rentenverbleib wird in der nachfolgenden empirischen Analyse die Anzahl der während des Erwerbslebens erfahrenen Arbeitslosigkeitsphasen explizit als Einflussfaktor aufgenommen. Somit geht eine Approximationsvariable für das individuelle Arbeitslosigkeitsrisiko in die Bestimmung der individuellen Rentenbezugsdauer ein. Eine Korrelation zwischen den Schätzgleichungen zu Arbeitslosigkeits Eintritt und Rentenverbleib wird dadurch zumindest theoretisch ausgeschlossen.

<sup>175</sup> Die umgekehrte Einflussrichtung ist aufgrund der zeitlichen Nachlagerung des Rentenbezugs theoretisch ausgeschlossen.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass zahlreiche Ursachen dafür identifiziert werden können, dass die Standardfehler in der nachfolgenden Untersuchung nicht korrekt geschätzt werden. Dies hat zur Folge, dass die Auswahl von Tarifmerkmalen<sup>176</sup> aus der Summe der Risikomerkmale nicht ausschließlich durch Signifikanzaussagen begründet sein sollte. Deshalb werden in der vorliegenden Arbeit für jede der vier Schadendimensionen drei Modelle geschätzt: Modell (1) stellt dabei jeweils die umfassendste Variante dar. Es enthält eine Fülle von erklärenden Variablen, wobei deren theoretische Fundierung von zentraler Bedeutung ist. Selbst wenn sich einzelne Variablen als nicht statistisch signifikant erweisen, ist das Gesamtmodell dennoch theoretisch plausibel. Ein Modell (2) ergibt sich durch ein schrittweises Ausschließen von Risikomerkmale aus Modell (1), die einen zu geringen Erklärungsbeitrag leisten.<sup>177</sup> Zentrale Entscheidungsgröße ist dabei das Akaike-Informationskriterium (AIC) (Pindyck und Rubinfeld 1998: 238), welches minimiert wird:<sup>178</sup>

$$AIC = \left( \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\varepsilon}_i^2}{N} \right) + \frac{2k}{N}$$

$\sum \hat{\varepsilon}_i^2$  beschreibt hierbei die Summe der quadrierten Residuen,  $k$  gibt die Anzahl der zu schätzenden Parameter wieder und  $N$  steht für die Fallzahl. Als Minimalvariante dient Modell (3). Ausgehend von Modell (1) werden hierbei ausschließlich diejenigen exogenen Variablen beibehalten, deren statistischer Zusammenhang mit der endogenen Variable auf einem minimalen Signifikanzniveau von zehn Prozent

176 Tarifmerkmale sind jene Risikomerkmale, die zur Tarifierung herangezogen werden (Meyer 1999: 14).

177 Hierzu wird ein Verfahren verwendet, dass als backward elimination bekannt ist (Thompson 1978). Ausgangspunkt ist die Schätzung des Maximalmodells. Von denjenigen Variablen, die ein vorgegebenes Signifikanzniveau überschreiten (z. B. 15 Prozent), wird die am wenigsten signifikante Variable ausgeschlossen. Das resultierende Modell bildet die Grundlage für das erneute Ausschließen der am wenigsten signifikanten Variable. Die Prozedur ist abgeschlossen, wenn alle verbleibenden exogenen Variablen das vorgegebene Signifikanzniveau erfüllen. In dieser Arbeit wird das entsprechende Signifikanzniveau so festgelegt, dass das Akaike-Informationskriterium minimiert wird. Die in der Versicherungsliteratur beschriebene Vorgehensweise entspricht der forward selection (Mack 2002: 144 ff.). In der vorliegenden Arbeit wird jedoch die Rückwärtsauswahl von Risikomerkmale vorgezogen, da dies einer theoriegeleiteten Modellbildung entspricht. Zudem erweist sich die backward elimination gegenüber der forward selection als überlegen, sofern Multikollinearität vorliegt (Beale 1970: 912; Mantel 1970). Ein Umstand, der besonders im Zusammenhang mit der nachfolgenden Analyse von Interesse ist, bezieht sich auf Dummyvariablen, welche aus kategorialen Variablen mit mehr als zwei Ausprägungen abgeleitet sind. In diesem Fall ist die forward selection gegenüber der backward elimination abzulehnen, da erstere zu Fehlspezifikationen führt (Cohen 1991).

178 Alternativ dazu hätten auch andere Informationskriterien verwendet werden können, z. B. Schwarz (Greene 2003: 160), Hannan-Quinn (Hannan und Quinn 1979), Devianz (Spiegelhalter et al. 2002).

liegt.<sup>179</sup> Die abschließende Entscheidung für eines der drei Modelle erfolgt anhand ihrer jeweiligen Prognosegüte.<sup>180</sup>

### 6.3.2 Nicht korrekt geschätzte Koeffizienten und Standardfehler

Schätzprobleme können dazu führen, dass neben den Standardfehlern auch die Koeffizienten nicht korrekt geschätzt werden. Als ursächlich dafür sind im Allgemeinen unbeobachtete Heterogenität<sup>181</sup> sowie Endogenität<sup>182</sup> anzusehen (Pindyck und Rubinfeld 1998: 185 bzw. 341). Letzteres spielt im Zusammenhang mit der vorliegenden Untersuchung eine nachrangige Rolle, da die endogenen Variablen in allen Schätzmodellen den exogenen Variablen zeitlich nachgelagert sind (Greene 2003: 382).

In Bezug auf die Problematik der unbeobachteten Heterogenität wird an dieser Stelle eine wichtige Unterscheidung getroffen. Zentrale Frage ist hierbei, ob die unbeobachteten Einflussgrößen mit den exogenen Variablen korreliert sind. Ist dies nicht der Fall, so wird vom omitted variable bias gesprochen. Dieser hat zur Folge, dass die Prognosegüte des Schätzmodells beeinträchtigt ist, wenngleich die Koeffizientenschätzungen erwartungstreu sind. Darauf wird im folgenden Kapitel 6.3.3 näher eingegangen. Besteht eine Korrelation zwischen unbeobachteten und exogenen Variablen, so werden die Koeffizienten verzerrt geschätzt,<sup>183</sup> was jedoch nicht zwingend zu einer schlechten Prognosegüte führt. Je stärker die Korrelation zwischen Kovariaten und unbeobachteten Variablen ist, desto umfassender werden die unbeobachteten Einflüsse indirekt in das Modell aufgenommen und desto weniger leidet die Prognosegüte. Um diesen Zusammenhang zu verdeutlichen, sei auf das Beispiel der linearen Regression zurückgegriffen (Pindyck und Rubinfeld 1998: 184 f.). Das wahre Modell zur Erklärung des Arbeitslosigkeitsrisikos ( $Y$ ) sei gegeben durch:

$$Y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \varepsilon,$$

179 Aus dem Maximalmodell werden alle nicht signifikanten Erklärungsgrößen gemeinsam eliminiert. Sofern das daraus resultierende Modell nicht signifikante Variablen aufweist, werden diese wiederum gemeinsam aus der Schätzung ausgeschlossen.

180 Die verwendeten Prognosegütemaße werden in Kapitel 6.4 ausführlich dargestellt.

181 Das außer Acht lassen von unbeobachteten Einflussgrößen kann zu (nicht originärer) Heteroskedastizität sowie korrelierten Störtermen zwischen Schätzgleichungen führen, was seinerseits nicht-effiziente sowie nicht erwartungstreue Schätzergebnisse nach sich zieht.

182 Endogenität bezeichnet den Umstand, dass eine exogene Variable selbst durch das Modell bestimmt wird (Verbeek 2000: 123).

183 Zentrale Annahmeverletzung in Bezug auf das klassische lineare Modell ist, dass der auf die Kovariaten bedingte Erwartungswert des Störterms nicht gleich Null ist:  $E(\varepsilon|X) \neq 0$  (Verbeek 2000: 125).

wobei  $X_1$  beispielsweise den Schulabschluss beschreibt und  $X_2$  für das persönliche Auftreten einer Person steht. Als Störterm sei  $\varepsilon$  definiert. Das entsprechende ökonomische Modell sei bestimmt durch:

$$Y = X_1\beta_1^* + \varepsilon$$

Das persönliche Auftreten einer Person ( $X_2$ ) ist demnach nicht beobachtet. Geht man davon aus, dass  $E(\varepsilon) = 0$  und  $X_1$  exogen ist, so ergibt sich für die Koeffizientenschätzung der Schulbildung ( $\beta_1^*$ ):

$$E(\beta_1^*) = \beta_1 + \beta_2 \frac{\text{Cov}(X_1, X_2)}{\text{Var}(X_1)}$$

Je kleiner die Kovarianz zwischen den beobachteten Variablen ( $X_1$ ) und den unbeobachteten Variablen ( $X_2$ ) ist, desto unverzerrter wird der Koeffizient der Schulbildung ( $\beta_1^*$ ) geschätzt und desto schlechter ist die Prognosegüte des ökonometrischen Modells (omitted variable bias).<sup>184</sup> Je größer dagegen die Kovarianz zwischen  $X_1$  und  $X_2$  ist, desto verzerrter wird  $\beta_1^*$  geschätzt und desto weniger leidet die Prognosegüte. Da die vorliegende Arbeit nicht in erster Linie an der Erforschung kausaler Zusammenhänge interessiert ist, sondern vorrangig eine hohe Prognosequalität der Schätzmodelle anstrebt, stellt das isolierte Phänomen verzerrter Koeffizientenschätzungen ein zweitrangiges Problem dar. In Bezug auf obiges Beispiel ist demnach nicht entscheidend, ob der Koeffizient der Schulbildung erwartungstreu geschätzt wird. Es ist tendenziell sogar wünschenswert, dass unbeobachtete Einflüsse, wie das persönliche Auftreten, indirekt in die Bestimmung des Arbeitslosigkeitsrisikos eingehen. Deshalb wird die (isolierte) Problematik verzerrter Schätzer im Folgenden nicht explizit berücksichtigt. Dieser Vorgehensweise muss bezüglich kausaler Aussagen allerdings Rechnung getragen werden, indem mögliche Korrelationen zwischen beobachteten und unbeobachteten Einflussgrößen gegebenenfalls theoretisch erörtert werden.

### 6.3.3 Beeinträchtigte Prognosegüte

Das im Zusammenhang mit der vorliegenden Arbeit bedeutendste Schätzproblem betrifft die Prognosegüte. Wie bereits erwähnt, führt die Nichtberücksichtigung wichtiger Erklärungsgrößen und damit die Fehlspezifikation eines ökonometrischen Modells zu dessen eingeschränkter Aussage- und Prognosefähigkeit (Kennedy 1995: 269). In Bezug auf die reine Prognosegüte trifft dies umso mehr zu, je weniger die unbeobachteten Variablen mit beobachteten Größen korreliert sind

<sup>184</sup> Im Grenzfall ist die Kovarianz gleich Null und die Koeffizientenschätzung ist erwartungstreu.

(omitted variable bias).<sup>185</sup> Diesem Umstand wird nachfolgend dadurch Rechnung getragen, dass für jedes Schätzmodell neben Basismodellen auch eine Maximalmodellvariante definiert wird, die eine große Zahl exogener Variablen enthält.<sup>186</sup> Diese jeweils als Modell (1) bezeichnete Modellspezifikation ist theoretisch fundiert. Grundsätzlich kann ein omitted variable bias dennoch niemals ausgeschlossen werden, weshalb die Prognosegüte der einzelnen Schätzmodelle explizit untersucht wird (vgl. Kapitel 6.4).

Im Zusammenhang mit Verweildaueranalysen, wie sie auch in dieser Arbeit zum Einsatz kommen, muss an dieser Stelle auf eine besondere Problematik hingewiesen werden. Unbeobachtete Variablen führen hier in jedem Fall zu systematisch verzerrten Prognosen, unabhängig davon, ob diese mit beobachteten Größen korreliert sind oder nicht (Lancaster und Nickell 1980: 144). Ursächlich dafür ist eine Fehlspezifikation in Bezug auf die Basisübergangsrate (baseline Hazard-Rate) aufgrund unberücksichtigter Populationsheterogenitäten (Singer und Willett 1993: 185).

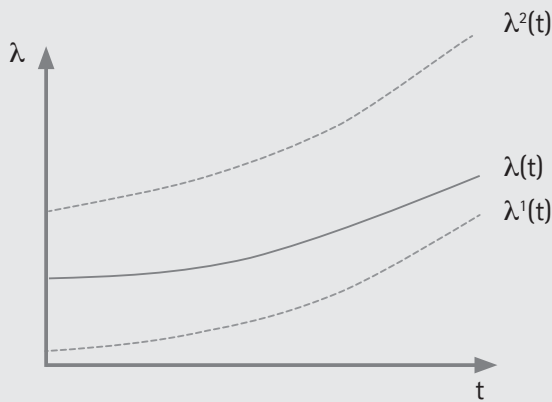
Zur Veranschaulichung dieses Phänomens stelle man sich eine Untersuchungspopulation vor, die sich aus zwei Teilpopulationen zusammensetzt (Abbildung 6.1). In Bezug auf die Langlebigkeit kann man zwei Gruppen von Personen unterscheiden, wobei Gruppe (1) aus Personen mit sehr guter genetischer Ausstattung besteht und Gruppe (2) Menschen mit weniger guten Genen umfasst. Im Zeitverlauf sterben häufiger Personen aus der Gruppe (2), was durch eine vergleichsweise hohe Hazard-Rate ( $\lambda^2$ ) zum Ausdruck kommt. Die Teilpopulation (1) dagegen weist ceteris paribus ein geringeres Sterberisiko ( $\lambda^1$ ) auf. Der zeitliche Verlauf der beiden Übergangsraten wird jedoch als parallel angenommen. Kann man die beiden Teilpopulationen nicht voneinander unterscheiden, weil die genetische Ausstattung einer Person nicht beobachtet wird, so ergibt sich für die Gesamtpopulation eine Übergangsrate ( $\lambda$ ) mit nach unten verzerrter Zeitabhängigkeit (Heckman und Singer 1984: 77 ff.).<sup>187</sup> Grund dafür ist, dass Personen aus Gruppe (2) vergleichsweise früh sterben und sich somit die Zusammensetzung der Gesamtpopulation sukzessive ändert, wobei Gruppe (1) ein immer größer werdendes Gewicht bekommt.

185 Zentrale Annahmeverletzung in Bezug auf das klassische lineare Modell ist, dass der Erwartungswert des Störterms nicht gleich Null ist:  $E(\epsilon) \neq 0$  (Pindyck und Rubinfeld 1998: 59).

186 Der zugrunde liegende Datensatz ist das Sozio-ökonomische Panel (SOEP). Dieses beinhaltet eine hohe Zahl von Kontrollvariablen, wodurch das Problem der unbeobachteten Heterogenität stark abgeschwächt wird (Lechner 2000: 348).

187 Klein (1988) weist darauf hin, dass aus diesem Grund Periodensterbefahlen das Mortalitätsrisiko im Allgemeinen unterschätzen.

Abbildung 6.1: Exemplarische Hazard-Ratenverläufe in Teil- und Gesamtpopulation



Quelle: Eigene Darstellung, in Anlehnung an Blossfeld et al. (1986: 94 ff.).

Um dem Problem unbeobachteter Heterogenität im Zusammenhang mit der Verweildaueranalyse zu entgegnen, wird in der nachfolgenden Untersuchung für jedes Verweildauermodell neben den Modellvarianten (1) bis (3) zusätzlich ein Schätzansatz gewählt, der unbeobachtete Einflüsse in Form einer Heterogenitätskomponente auffängt (Modell (4)).

Bei diesen Frailty-Modellen wird meist eine multiplikative Verknüpfung zwischen Hazard-Rate ( $\lambda$ ) und Heterogenitätskomponente ( $\varpi$ ) modelliert, wobei letztere als gamma- oder normalverteilt mit Mittelwert 1 bzw. 0 und Varianz  $\sigma^2$  unterstellt wird (Jenkins 2005: 84):<sup>188</sup>

$$\lambda_{\varpi}(t | X) = \lambda(t | X) \cdot \varpi.$$

Für das logistische Modell aus Kapitel 6.2.1.2 ergibt sich somit die Hazard-Rate als:

$$\lambda_{\varpi}(t | X) = \frac{\exp(\varpi + \theta + X\beta)}{1 + \exp(\varpi + \theta + X\beta)}.$$

Grundlegende Annahme ist, dass die periodenspezifischen, unbeobachteten Einflüsse ( $\varpi$ ) zeitinvariant sind und nicht mit den Kovariaten ( $X$ ) korrelieren (Hamerle und Tutz 1989: 105). Diese Annahme ist insofern problematisch, als in den meisten Anwendungen die unbeobachteten Variablen nicht unabhängig von beobachteten Größen sind (Blossfeld et al. 1986: 100). Letztlich kann ein außer Acht lassen der unbeobachteten Heterogenität auch die bessere Alternative darstellen, sofern die

<sup>188</sup> Wenngleich Heckman und Singer (1984: 128) argumentieren, dass die Schätzergebnisse sehr sensitiv sind in Bezug auf die gewählte funktionale Form der Heterogenitätskomponente, können Abbring und van den Berg (2007) zeigen, dass die entsprechende Verteilung meist gegen die Gammaverteilung konvergiert.



getroffenen Annahmen bezüglich der Heterogenität nicht plausibel sind (Thoursie 1997: 33 f.).

Eine weitere Fehlerquelle in Bezug auf die Prognose mittels ökonometrischer Modelle liegt in der Fehlspezifikation der funktionalen Form des Zusammenhangs zwischen exogenen Größen und endogener Variable (Kennedy 1995: 269). Dies wird dadurch berücksichtigt, dass die einzelnen Schätzmodelle in unterschiedlicher funktionaler Form geschätzt und anschließend die jeweiligen Ergebnisse miteinander verglichen werden.<sup>189</sup> Bezüglich binärer Modelle, einschließlich diskreter Verweildaueranalysen, bestehen hierbei im Allgemeinen nur geringfügige Unterschiede (Jenkins 1995: 134; Verbeek 2000: 179).

Das im Versicherungskontext bereits angesprochene Änderungsrisiko (vgl. Kapitel 3.1), also eine mögliche Veränderung des Risikoursachensystems (Farny 2006: 89 ff.), kann auch als eine Form von Schätzproblemen interpretiert werden. Dahinter kann sich zum einen eine systematische Änderung der exogenen Variablen im Zeitverlauf verbergen. Diese sind dann nicht mehr als deterministisch anzusehen, was eine zentrale Annahme aller Schätzmethoden darstellt. Zum anderen kann sich die Form des funktionalen Zusammenhangs (sowie der Zusammenhang selbst) zwischen exogenen und endogenen Größen über die Zeit ändern. Beide Phänomene führen dazu, dass Prognosen vergleichsweise wenig treffsicher sind (Kennedy 1995: 269). Sofern ein Muster in den Veränderungen zu beobachten ist, kann dies, z. B. in Form von Trendanpassungen, berücksichtigt werden (Winker 2007: 294).<sup>190</sup> Grundsätzlich stellt das Änderungsrisiko allerdings ein nicht kontrollierbares Prognoseproblem dar (Helten und Karten 1984: 189 f.). Um das Änderungsrisiko in Bezug auf Arbeitslosigkeit zu untersuchen, werden in der nachfolgenden Prognoseanalyse zusätzlich die Schätzergebnisse zweier aufeinander folgender Zeitperioden miteinander verglichen.

Abschließend soll in diesem Kapitel ein v. a. versicherungsspezifisches Problem dargestellt werden. Bereits bei wenigen Tarifmerkmalen ergibt sich eine vergleichsweise große Zahl von Risiko- bzw. Tarifklassen.<sup>191</sup> Dies hat zur Folge, dass für zahlreiche Merkmalskombinationen (Zellen) nur wenig bis kein Datenmaterial vorliegt. Die Prämienkalkulation ist für diese Zellen folglich sehr zufallsgetrieben, was hohe Prognosefehler nach sich ziehen kann (Mack 2002: 162; Meyer 1999: 16). Insofern besteht eine Konkurrenzbeziehung zwischen Prognosegüte auf der einen und Risikoselektion auf der anderen Seite. Eine Vermeidung von Risikoselektions-

189 Einfache Logit-Modelle lassen sich alternativ z. B. als Probit-Modell spezifizieren. In Bezug auf die diskrete Verweildaueranalyse lassen sich neben der logistischen die komplementäre log-logistische sowie standardnormalverteilte Modellspezifikationen vergleichen (Jenkins 1995: 134).

190 Beispielhaft sei hier an die steigende durchschnittliche Lebenserwartung gedacht.

191 So ergeben sich beispielsweise bei fünf Tarifmerkmalen mit jeweils drei Ausprägungen bereits 243 (=3<sup>5</sup>) Tarifklassen.

tendenzen macht eine möglichst umfassende Prämiendifferenzierung mit zahlreichen Tarifklassen notwendig (Kruse 1997: 5). Dies steht allerdings einer hohen Prognosegenauigkeit im Weg. Um die Tarifprämien zu stabilisieren, werden in der Versicherungsmathematik an dieser Stelle Ausgleichsverfahren eingesetzt, die zur Prämienermittlung einer Tarifklasse Schadeninformationen benachbarter Tarifklassen mit einbeziehen (Mack 2002: 162 ff.). Die am meisten verbreiteten Anwendungen sind hierbei das Simon-Bailey-Verfahren sowie das Marginalsummenverfahren (Kruse 1997: 10 ff.; Meyer 1999: 19 f.). In der vorliegenden Arbeit kommen diese Ansätze allerdings nicht zum Einsatz, da ihnen kein stochastisches Modell zugrunde liegt und sie somit keine Modellbeurteilung erlauben (Kruse 1997: 16 und 77; Mack 2002: 167 f.).

Eine Möglichkeit, der Datenaufgliederung dennoch zu entgegenen, besteht in der Modellierung der Merkmalsausprägungen in Form von Dummyvariablen (Mack 2002: 149 ff.). Deshalb werden alle Kovariaten in den nachfolgenden Analysen in null-eins-kodierte Variablen abgebildet. Insbesondere im Hinblick auf metrische Variablen ergibt sich dadurch eine erhebliche Reduktion der möglichen Merkmalskombinationen.

## 6.4 Prognose und Prognosegüte

Wie bereits angesprochen, erfolgt die Auswahl der Schätzmodelle in erster Linie anhand ihrer Prognosetauglichkeit. Nur sofern die Prognosegüte der einzelnen Modelle sehr ähnlich ist, wird das Modell mit der geringsten Anzahl exogener Variablen ausgewählt. Dadurch wird die Komplexität der Versicherungstarife auf ein sinnvolles Maß beschränkt. Es werden im Folgenden Punktprognosen durchgeführt und Vergleiche zwischen den einzelnen Modellen gezogen. Zur Prognose der Versicherungsprämien am Ende der Arbeit (vgl. Kapitel 7.3) werden zusätzlich Intervallprognosen verwendet, um dem stochastischen Charakter ökonomischer Prognosen Rechnung zu tragen (Menges 1967; Winker 2007: 294).<sup>192</sup>

Grundsätzlich ist die Out-of-Sample-Prognose von der Within-Sample-Prognose zu unterscheiden. Bei Ersterer wird der Datensatz zu gleichen Teilen in einen Trai-

<sup>192</sup> An dieser Stelle sei kurz darauf hingewiesen, dass die Prognosegüte ökonomischer Schätzungen oftmals von Verfahren des Data-Mining übertroffen wird. Zu nennen ist hierbei z. B. das in den letzten Jahren etablierte Boosting (Freund und Schapire 1997). Allerdings mangelt es diesen Verfahren an einer theoretischen Fundierung, wodurch allgemeingültige Aussagen nur sehr eingeschränkt abgeleitet werden können. Überlegenswert erscheint deshalb ein zweistufiges Vorgehen, indem zunächst auf Basis ökonomischer Schätzungen eine grobe (theoretisch fundierte) Modellauswahl vorgenommen wird und anschließend die Prognose mittels Data-Mining-Verfahren durchgeführt wird. Die vorliegende Arbeit beschränkt sich jedoch auf eine Prognose mittels ökonomischer Schätzungen. In Bezug auf die Prognosegenauigkeit könnten demnach noch Entwicklungsmöglichkeiten bestehen.

nings- und einen Testdatensatz zufällig aufgeteilt (Weiss und Zhang 2003: 435).<sup>193</sup> Anschließend werden die auf dem Trainingsdatensatz basierenden Prognosen mit den Realisationen aus dem Testdatensatz verglichen. Die daraus abgeleiteten Prognosegütemaße sind demnach zufällige Größen, da sie von der zufälligen Aufteilung des Datensatzes abhängen.<sup>194</sup> Bei der Within-Sample-Prognose werden Prognose- und Realisationswerte aus demselben Datensatz miteinander verglichen. Da bei der Out-of-Sample-Prognose die Prognose- und Realisationswerte unterschiedlichen Datensätzen entstammen, stellt sie im Vergleich zur Within-Sample-Prognose höhere Anforderungen an die Prognosefähigkeit eines Schätzmodells (Weiss und Zhang 2003: 427). Für beide Prognoseverfahren ist eine grundsätzliche Unterscheidung zu treffen zwischen dem binären Modell zum Schadeneintritt (Logit-Modell) und dem diskreten Verweildauermodell zur Schadenhöhe. Im Folgenden werden für beide Schätzverfahren jeweils geeignete Prognosegütemaße vorgestellt, die im empirischen Teil dieser Arbeit (vgl. Kapitel 7) zum Einsatz kommen.

#### 6.4.1 Gütemaße für die Prognose des Schadeneintritts

Da das Logit-Modell eine Wahrscheinlichkeit vorhersagt, die Realisationen jedoch entweder Null oder Eins betragen, kann die Prognosegüte nicht anhand eines direkten Vergleichs zwischen vorhergesagten und eingetretenen Werten beurteilt werden (Pindyck und Rubinfeld 1998: 317). Ein weit verbreitetes (Within-Sample-Prognose) Gütemaß stellt deshalb McFadden's  $R^2$  dar. Hierbei wird der Wert der Log-Likelihood Funktion des zu untersuchenden Schätzmodells ( $\ln L$ ) auf den Wert des Nullmodells (nur eine Konstante,  $\ln L_0$ ) bezogen:

$$\text{Mc Fadden's } R^2 = 1 - \frac{\ln L}{\ln L_0} \quad \text{mit } W = [0, 1],$$

wobei hohe Werte mit vergleichsweise hoher Prognosegüte einhergehen (Verbeek 2000: 182 f.).

Eine weitere Möglichkeit zur Ermittlung der Prognosegüte binärer Modelle liegt in einem Vergleich zwischen korrekt und nicht korrekt vorhergesagten Werten mittels einer Kreuztabelle (Greene 2003: 684).<sup>195</sup> Hierzu werden die vorhergesagten

<sup>193</sup> Die Aufteilung muss nicht in gleichen Teilen erfolgen. Insbesondere bei kleinen Datensätzen sollte der Anteil des Trainingsdatensatzes größer sein.

<sup>194</sup> Diesem Umstand kann dadurch Rechnung getragen werden, indem der Datensatz mehrfach hintereinander in Trainings- und Testeinheiten zerlegt und ein Vergleich zwischen Prognose- und Realisationswerten durchgeführt wird (Weiss und Zhang 2003: 435). Dies ist für die vorliegende Arbeit nicht notwendig, da die Out-of-Sample-Prognose hier ausschließlich einem Vergleich der einzelnen Schätzmodelle dient.

<sup>195</sup> Dieses und die folgenden aufgeführten Prognosemaße in diesem Teilkapitel sind sowohl im Zusammenhang mit der Out-of-Sample-Prognose als auch der Within-Sample-Prognose einsetzbar.

Werte ( $\hat{Y}$ ) auf Eins bzw. Null gesetzt, sofern die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten ( $\hat{P}$ ) größer bzw. kleiner einem bestimmten Schwellenwert ( $k$ ) sind:

$$\hat{Y} = 1 \Leftrightarrow \hat{P} > k,$$

$$\hat{Y} = 0 \Leftrightarrow \hat{P} \leq k.$$

Der Wert von  $k$  wird meist auf 0,5 festgelegt, da das Modell eine Eins vorhersagen sollte, wenn die Wahrscheinlichkeit dafür mehr als 50 Prozent beträgt. Wenn die zugrunde liegende Stichprobe sehr unausgewogen in Bezug auf die erklärende binäre Variable ist, das heißt sehr viel mehr Nullen als Einsen aufweist (bzw. umgekehrt), dann kann ein Schwellenwert unter bzw. über 0,5 sinnvoll sein (Kahlenberg 2005: 103 f.). In diesen Fällen würde ansonsten nur selten ein Wert von Eins (bzw. Null) prognostiziert (Greene 2003: 685). In der vorliegenden Arbeit sind die Stichproben sehr unausgewogen.<sup>196</sup> Bei der Bestimmung des Arbeitslosigkeitseintrittsrisikos wird der Schwellenwert ( $k$ ) dennoch auf 0,5 festgelegt, da die Wahl eines anderen Wertes sehr willkürlich ist und für den Vergleich von Schätzmodellen keine Rolle spielt, solange  $k$  für alle Modelle gleich gewählt wird. Bei einer absoluten Interpretation bezüglich der Prognosefähigkeit muss die Unausgewogenheit der Stichproben allerdings mitberücksichtigt werden. Bezüglich des Renteneintrittsrisikos muss  $k$  größer 0,5 gewählt werden, da die entsprechenden Schätzungen ausschließlich Werte größer 0,5 annehmen. Der Schwellenwert wird in diesem Fall auf die Mitte des Wertebereiches der jeweils geschätzten Wahrscheinlichkeiten festgelegt.<sup>197</sup>

Schließlich lässt sich eine Fehlerrate (FR) als Prozentanteil der falsch vorhergesagten an allen vorhergesagten Werten bestimmen (Weiss und Zhang 2003: 429):

$$FR = \frac{\text{Anzahl falscher Vorhersagen}}{\text{Anzahl Vorhersagen insgesamt}} \quad \text{mit } W = [0,1].$$

Darauf aufbauend schlägt Verbeek (2000: 183) ein Gütemaß vor, welches die Fehlerrate des zu schätzenden Modells ( $FR_1$ ) mit dem des Nullmodells ( $FR_0$ ) in Beziehung setzt:

$$R_p^2 = 1 - \frac{FR_1}{FR_0} \quad \text{mit } W = [0,1].$$

Hohe Werte sprechen wiederum tendenziell für eine hohe Prognosegüte.

<sup>196</sup> So weisen beispielsweise in der Logit-Schätzung zum Renteneintritt nur sieben Prozent der Fälle eine Null auf, in der entsprechenden Schätzung zum Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit gibt es unter anderem nur elf Prozent Einsen.

<sup>197</sup> In Bezug auf die Within-Sample-Prognose ergeben sich damit für die Modelle (1) bzw. (2) bzw. (3) Schwellenwerte von 0,867 bzw. 0,896 bzw. 0,900. Bei der Out-of-Sample-Prognose liegen die entsprechenden Werte für  $k$  bei 0,878 bzw. 0,888 bzw. 0,893.

Die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit einer richtigen Vorhersage ergibt sich nach Greene (2003: 684) durch folgendes Prognosemaß:

$$R_{BL}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i \hat{P}_i + (1 - Y_i)(1 - \hat{P}_i) \quad \text{mit } W = [0, 1],$$

wobei  $N$  die Fallzahl definiert.  $Y$  steht für die Realisationen,  $\hat{P}$  beschreibt die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten. Ein Nachteil dieses Gütemaßes liegt darin, dass unausgewogene Stichproben hierbei verhältnismäßig schlecht abschneiden. So wird das seltenere Ereignis systematisch schlechter vorhergesagt.

Dem trägt Cramer's  $\lambda$  Rechnung, indem die beiden Subpopulationen (Einsen und Nullen) getrennt berücksichtigt werden (Greene 2003: 684):

$$\text{Cramer's } \lambda = (\emptyset \hat{P} | Y = 1) - (\emptyset \hat{P} | Y = 0) \quad \text{mit } W = [0, 1].$$

Demnach werden die durchschnittlichen, vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten ( $\emptyset \hat{P}$ ) für die Teilstichproben bei denen die endogene Variable ( $Y$ ) Null bzw. Eins beträgt voneinander abgezogen. Hierdurch werden Falschvorhersagen besonders stark gewichtet, weshalb die Werte für Cramer's  $\lambda$  verglichen mit den anderen Gütemaßen stets geringer ausfallen. Wiederum repräsentieren hohe Werte für  $\lambda$  eine vergleichsweise gute Prognosequalität.

#### 6.4.2 Gütemaße für die Prognose der Schadenhöhe

Die Schadenhöhe wird in der zugrunde liegenden Arbeit durch ein diskretes Verweildauermodell abgebildet. Hierfür muss zunächst ein Verfahren zur Prognose der individuellen zu erwartenden Verweildauer in Arbeitslosigkeit bzw. Rente festgelegt werden. Wie bereits in Kapitel 6.2.1.2 eingeführt, wird hierzu folgende Berechnungsformel angewendet (Ham und Rea 1987: 332):<sup>198</sup>

$$E(V_i) = 1 \cdot \kappa_i(t_0, 1) + 2 \cdot \kappa_i(t_0, 2) + \dots + t \cdot \kappa_i(t_0, t) + \dots + T \cdot \kappa_i(t_0, T) = \sum_{t=1}^T t \cdot \kappa_i(t_0, t),$$

wobei  $\kappa_i(t_0, t^*) = \left\{ \prod_{t=1}^{t^*-1} [1 - \lambda_i(t | X_i)] \right\} \cdot \lambda_i(t^* | X_i)$  und  $\sum_{t^*=1}^T \kappa_i(t_0, t^*) = 1$ .

Darauf aufbauend stehen grundsätzlich alle üblichen Prognosegütemaße für metrische Variablen zur Verfügung. Besonders weit verbreitet sind hierbei Fehlermaße,

<sup>198</sup> Die maximale Verweildauer ( $T$ ) wird im Arbeitslosigkeitsfall auf zwölf Monate, für den Rentenbezug auf 35 Jahre beschränkt.

welche jeweils die Abweichung des Prognosewertes ( $\hat{Y}$ ) von der Realisation ( $Y$ ) messen (Weiss und Zhang 2003: 428):

$$\text{mittlerer Fehler} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{Y}_i),$$

$$\text{mittlerer quadratischer Fehler} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{Y}_i)^2,$$

$$\text{mittlerer absoluter Fehler} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |Y_i - \hat{Y}_i|.$$

Eine weitere Möglichkeit der Beurteilung der Prognosegüte eines Schätzmodells liegt in der Korrelation zwischen Realisations- und Prognosewert (Kennedy 1995: 271). Hierzu werden die Prognosewerte (plus Konstante  $\alpha$ ) auf die Realisationen mittels OLS regressiert (Winker 2007: 298):

$$Y_i = \alpha + \beta \hat{Y}_i + \varepsilon_i.$$

Das sich ergebende Bestimmtheitsmaß ( $R^2$ ) gibt Aufschluss über die Prognosegenauigkeit. Darüber hinaus sind die Nullhypothesen  $H_0: \alpha = 0$  bzw.  $H_0: \beta = 1$  sowie die gemeinsame Nullhypothese  $H_0: \alpha = 0$  und  $\beta = 1$  zu testen. Werden die Nullhypothesen jeweils verworfen, so spricht dies im Allgemeinen für eine niedrige Prognosegüte (Kennedy 1995: 275). Ist  $\alpha$  signifikant von Null verschieden, deutet dies auf eine systematische Über- oder Unterschätzung hin. Sofern  $\beta$  signifikant von Eins verschieden ist, bedeutet dies, dass die Variation in den Realisationen nur unzureichend von der Variation in den Prognosewerten abgebildet wird (Winker 2007: 298).

Sofern  $\alpha$  statistisch von Null verschieden ist, kann der Schätzwert für die Konstante zum Prognosewert hinzuaddiert werden und anschließend eine adjustierte Prognose durchgeführt werden. Hierdurch werden externe Einflüsse, die zu einer systematischen Über- oder Unterschätzung führen, indirekt in das Prognosemodell aufgenommen (Kruse 1997: 113; Pindyck und Rubinfeld 1998: 59). Wenn sowohl  $\alpha \neq 0$  als auch  $\beta \neq 1$  gilt, korrigiert diese Form der adjustierten Prognose eine systematische Über- oder Unterschätzung allerdings nicht.

Abschließend wird das Ungleichheitsmaß von Theil ( $U$ ) vorgestellt (Pindyck und Rubinfeld 1998: 210 f.):

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{Y}_i)^2}}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i^2} + \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{Y}_i^2}} \quad \text{mit} \quad W = [0, 1].$$

Je näher  $U$  an Null liegt, desto besser ist die Prognosegüte zu bewerten. Theil's Ungleichheitsmaß kann in drei Komponenten zerlegt werden, wobei sich diese in der Summe zu Eins addieren. Diese Eigenschaft bietet die Möglichkeit, die Ursachen für den Prognosefehler zu unterscheiden und anteilmäßig zu quantifizieren:

$$U_{\text{Bias}} = \frac{(\bar{Y} - \bar{\hat{Y}})^2}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{Y}_i)^2},$$

$$U_{\text{Var}} = \frac{(\sigma - \hat{\sigma})^2}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{Y}_i)^2},$$

$$U_{\text{Cov}} = \frac{2(1-p)\sigma\hat{\sigma}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{Y}_i)^2} \quad \text{mit} \quad p = \frac{\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})(\hat{Y}_i - \bar{\hat{Y}})}{\sigma\hat{\sigma}N}.$$

Sofern die Prognose die Realisationen systematisch unter- oder überschätzt, nimmt die „bias proportion“  $U_{\text{Bias}}$  einen vergleichsweise hohen Wert ( $>0,1-0,2$ ) an (Pindyck und Rubinfeld 1998: 211). Die „variance proportion“  $U_{\text{Var}}$  misst die Fähigkeit des Prognosemodells, die Varianz in den realen Daten abzubilden. Wiederum deuten hohe Werte auf eine relativ schlechte Prognosegüte hin. Die „covariance proportion“  $U_{\text{Cov}}$  misst den unsystematischen Anteil des Prognosefehlers. Ein relativ hoher Wert von  $U_{\text{Cov}}$  bei kleinem  $U_{\text{Bias}}$  und  $U_{\text{Var}}$  deutet darauf hin, dass die Prognose weitgehend frei von (problematischen) systematischen Mittelwert- und Varianzfehlern ist.

## 6.5 Datensatz und Datenaufbereitung

Zur Umsetzung der empirischen Analysen wird ein Individualdatensatz benötigt, der möglichst viele, im Versicherungskontext der vorliegenden Arbeit einsetzbare Variablen enthält. Außerdem sollen näherungsweise repräsentative Aussagen für Deutschland abgeleitet werden. Ein Datensatz, der beide Eigenschaften in hohem Maße erfüllt, ist das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW). Alternativ dazu stehen grundsätzlich auch Daten der

Bundesagentur für Arbeit<sup>199</sup> sowie der Deutschen Rentenversicherung<sup>200</sup> zur Verfügung. Beide Datenquellen sind sehr umfangreich und stellen im Gegensatz zum SOEP keine Befragungs-, sondern Prozessdaten dar. Nachteilig ist allerdings die jeweils vergleichsweise geringe Variablenzahl.

Um das Arbeitslosigkeits- und Langlebigkeitsrisiko simultan zu bestimmen, ist ein Datensatz wünschenswert, der für dieselben Beobachtungseinheiten sowohl Informationen bezüglich des Erwerbslebens als auch der Mortalität enthält. Hierzu müsste ein individueller Lebensverlauf von durchschnittlich über 50 Jahren beobachtet werden. Derartige Daten liegen für Deutschland bislang allerdings nicht vor.<sup>201</sup> Ein derzeit maximaler individueller Beobachtungszeitraum ließe sich erzielen, indem Rentenversicherungs- und Erwerbsverlaufsdaten auf Individualebene zusammengeführt würden. Da es sich jeweils um Prozessdaten handelt, gibt es zwischen diesen beiden Datenquellen Überschneidungen von identischen Personen. Hierdurch könnte ein Zeitraum von gegenwärtig 31 Jahren (1975–2006) abgebildet werden. Konkret wäre dies beispielsweise möglich durch eine Verknüpfung der Beschäftigtenstichprobe mit Daten zum Rentenwegfall. Da letztere jedoch keine Sozialversicherungsnummern enthalten, fehlt ein eindeutiger Identifikator, um die beiden Datenquellen auf individueller Ebene miteinander zu verknüpfen.<sup>202</sup> Der methodische Ansatz des Matching liefert jedoch eine Möglichkeit, verschiedene Datensätze zusammenzuführen, sofern jeweils ausreichend viele sowie aussagekräftige Variablen zur Verfügung stehen, mithilfe derer eine statistische Identifizierung von gleichen Beobachtungseinheiten möglich ist (Jenkins et al. 2005). Innerhalb der Rentenversicherungsdaten (Rentenzugang, Rentenbestand, Rentenwegfall) kann dies sehr gut gelingen, da insbesondere mit den persönlichen Rentenentgeltpunkten ein quasi-eindeutiger Identifikator existiert. Hier ist zu prüfen, inwieweit datenschutzrechtliche Einwände gegen dieses Vorgehen bestehen. Eine statistische Zwillingsuche zwischen Rentenversicherungs- und Beschäftigungsdaten scheitert daran, dass nicht ausreichend viele identische Merkmale in beiden Datensätzen enthalten sind, welche eine hinreichend genaue Verknüpfung ermöglichen. Im Ergebnis erweist sich eine simultane Analyse des individuellen Arbeitslosigkeits- und Langlebigkeitsrisikos als nicht durchführbar. Somit müssen die beiden Risiken getrennt untersucht werden.

199 Das Datenangebot der Bundesagentur für Arbeit und des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) umfasst zahlreiche Einzeldatensätze, welche grundsätzlich zur Bestimmung des Arbeitslosigkeitsrisikos herangezogen werden können. Darunter fallen die Beschäftigtenstichprobe (IABS), die integrierten Erwerbsbiografien (IEBS), das BA-Beschäftigtenpanel (BAP) sowie Linked-Employer-Employee-Daten des IAB (LIAE).

200 Hierbei sind die Angaben zum Rentenwegfall maßgeblich.

201 Das SOEP beispielsweise umfasst derzeit lediglich 22 Jahre.

202 So liegen die Daten der Deutschen Rentenversicherung nicht in Personen-, sondern in Kontenform vor. Eine eindeutige Identifizierung von Personen ist damit nicht möglich.



Daher zeigt sich das Sozio-ökonomische Panel als der geeignetste Datensatz, weshalb die nachfolgenden Analysen ausschließlich darauf aufbauen. Entscheidendes Kriterium für diese Wahl ist die große Anzahl versicherungsrelevanter Variablen, die in dieser Form in keinem anderen Datensatz für Deutschland zu finden sind.

### 6.5.1 Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP)

Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) in Berlin ist eine jährliche Wiederholungsbefragung von in Deutschland lebenden Personen (Deutsche, Ausländer, Zuwanderer). Die erste Befragung unter 12.245 Personen aus knapp 6.000 Haushalten fand 1984 statt (Hanefeld 1987). 1990 wurde die Befragung um 4.453 Personen auf Ostdeutschland ausgeweitet. Zwei Ergänzungsstichproben in 1994 und 1995 erweiterten den befragten Personenkreis um insgesamt 1.549 Zuwanderer. In 1998 und 2000 wurde die Stichprobe noch einmal um 1.923 bzw. 10.890 Personen aufgestockt, bevor im Jahr 2002 die bislang letzte Erweiterungsstichprobe unter 2.671 Besserverdienenden durchgeführt wurde. Von den in 1984 befragten Personen waren 2004 noch 44 Prozent im Panel, was einer durchschnittlichen jährlichen Panelmortalität von circa vier Prozent entspricht (Hainsken-DeNew und Frick 2005). Diese vergleichsweise geringe Ausfallwahrscheinlichkeit kann in Bezug auf Verweildaueranalysen dennoch zu Verzerrungen führen, wenn das Ausscheiden aus der Befragung nicht zufällig erfolgt, sondern mit der endogenen Größe zusammenhängt (Singer und Willett 2003: 319). Es ist durchaus plausibel davon auszugehen, dass mit schlechter werdendem Gesundheitszustand die Wahrscheinlichkeit einer Antwortverweigerung *ceteris paribus* steigt. Somit ist die Rechtszensierung der Daten im SOEP nicht unabhängig von Gesundheitsvariablen (Schnell und Trappmann 2006). Um im Zusammenhang mit Mortalitäts- und Morbiditätsstudien dennoch aussagekräftige Analysen durchführen zu können, wurde im Jahr 2001 eine Verbleibstudie durchgeführt (Infratest Sozialforschung 2002). Hierbei wurde nachträglich untersucht, ob die aus dem Panel ausgeschiedenen Personen noch lebten und wenn nicht, in welchem Jahr sie verstorben waren. Jedoch auch nach der Verbleibstudie wird die Sterbewahrscheinlichkeit mit dem SOEP im Vergleich zur amtlichen Statistik tendenziell unterschätzt bzw. die Lebenserwartung überschätzt (Schnell und Trappmann 2006). In Kapitel 7.2.2 wird dieser Sachverhalt in Bezug auf die Fragestellung dieser Arbeit untersucht.

Das SOEP beinhaltet Informationen aus einem umfangreichen Katalog von Fragen, der sich jährlich wiederholt (Bevölkerung, Demographie, Bildung, Arbeitsmarkt und Beschäftigung, Einkommen, Haushaltssituation, Gesundheit, Zufriedenheit). Zusätzlich gibt es jährlich wechselnde Schwerpunktthemen. Grundsätzlich können sich die Fragen im SOEP auf die Vergangenheit, die Gegenwart sowie die Zukunft

beziehen. Auf diese Weise erhält man Informationen über unterschiedliche Zeithorizonte (aktuelle und periodische Informationen, Kalendarien, Lebensverlauf). Im Zusammenhang mit der nachfolgenden empirischen Analyse sind u. a. die kalendarischen Informationen zum Erwerbsstatus von Interesse, welche in Spell-Form auf monatlicher Basis bereitgestellt werden.

### 6.5.2 Die Datenaufbereitung

Um die Daten des SOEP im Kontext der Versicherung einzusetzen, müssen aus dem umfangreichen Pool möglicher (subjektiver) Risikomerkmale jene identifiziert werden, die prinzipiell auch zur Tarifierung herangezogen werden können. Notwendige Eigenschaften eines Risikomerkmals sind eine zu erwartende Korrelation mit dem Schaden, die einfache und eindeutige Feststellbarkeit im Voraus sowie die Nicht-Manipulierbarkeit (Helten und Karten 1984: 259; Meyer 1999: 13). Insofern kommen nur jene Variablen des SOEP für die nachfolgenden empirischen Analysen in Frage, die diese Eigenschaften erfüllen.<sup>203</sup> Aus früheren empirischen Arbeiten zum Arbeitslosigkeits- sowie Langlebigkeitsrisiko lässt sich bereits eine Auswahl möglicher Risikomerkmale ableiten (vgl. Kapitel 5), welche durch einige, bislang nicht verwendete, exogene Variablen erweitert wird.

Die Einbindung der Risikomerkmale in die ökonometrischen Schätzungen erfolgt ausschließlich in Form von Dummyvariablen. Somit werden metrische Merkmale in null-eins-codierte Variablen überführt, was die Komplexität der Kombinationen von Merkmalsausprägungen reduziert (Mack 2002: 151). Um die Aufgliederung des Datenmaterials weiter zu beschränken, ist eine Separation der Daten in verschiedene Gruppen (z. B. Männer/Frauen) und die getrennte Schätzung sinnvoll. So können Risikostrukturen in Subsamples unterschiedlich ausfallen, was zu unterschiedlichen Konstellationen von Tarifmerkmalen führt. Allerdings geht dieses Vorgehen zu Lasten einer einfachen Darstellbarkeit der Versicherungstarife (Mack 2002: 151 f.), weshalb in dieser Arbeit darauf verzichtet wird.<sup>204</sup>

Alle Schätzungen erfolgen mit ungewichteten Daten, da dies zum einen in der wissenschaftlichen Praxis üblich ist und sich zum anderen im Versicherungskontext als zweckmäßig erweist. So stehen Versicherungsunternehmen keine Gewichtungsfaktoren zur Verfügung, um ihre Daten entsprechend hochzurechnen.

203 Demnach können grundsätzlich alle Variablen, welche auf Einstellungen, Befindlichkeiten oder Wünschen beruhen, nicht als Risikomerkmale fungieren. Als einzige Ausnahme gilt in diesem Zusammenhang der subjektive Gesundheitszustand einer Person. Diese Variable wird dennoch als Risikomerkmale verwendet, da eine starke Korrelation mit dem objektiven Gesundheitszustand als wissenschaftlich gesichert gilt (Elstad und Krokstad 2003: 1486; Idler und Benyamini 1997; Müters et al. 2005; Schwarze et al. 2000). Damit repräsentiert der subjektive Gesundheitszustand die im Versicherungsgewerbe übliche Gesundheitsprüfung.

204 Die gleiche Argumentation spricht gegen den Einsatz von Interaktionstermen in den ökonometrischen Schätzungen.

### 6.5.2.1 Datenaufbereitung zur Bestimmung des Arbeitslosigkeitsrisikos

Um das Arbeitslosigkeitseintritts- und -verbleibsrisiko zu bestimmen, wird die Stichprobe auf jene bestimmte Personen eingegrenzt, die diesem Risiko prinzipiell ausgesetzt sind. So gehen Beamte ebenso wenig in die Analysen ein wie Rentner, Zuwanderer, Selbständige und Personen, die im Beobachtungszeitraum niemals erwerbstätig waren.<sup>205</sup> Um systematische Verzerrungen aufgrund der Frühverrentungspraxis zu vermeiden, werden Personen, die älter als 60 Jahre sind, aus der Stichprobe ausgeschlossen.<sup>206</sup> Außerdem werden Jugendliche unter 15 Jahren nicht berücksichtigt, da diese noch im Bildungssystem gebunden sind. Personen, die ihre Nationalität im Beobachtungszeitraum in die deutsche geändert haben, gehen nicht in die Analysen ein, da eine Zuordnung zwischen Nationalität und Schaden in diesen Fällen nicht eindeutig ist.

Um das Arbeitslosigkeitseintritts- und -verbleibsrisikos zu beobachten, werden zwei vierjährige Zeiträume (1997–2000 und 2001–2004) betrachtet. Es werden zwei Zeiträume definiert, um das Änderungsrisiko abschätzen zu können. Die Festlegung auf Vierjahreszeiträume erfolgt quasi willkürlich. Allerdings ist der Zeitraum so zu wählen, dass das Arbeitslosigkeitsrisiko hinreichend genau erfasst werden kann. Eine Betrachtung über lediglich ein Jahr hinweg ist hierfür aufgrund der überjährigen Arbeitslosigkeit wenig zweckmäßig. Sofern die Zeitspanne zu groß (größer fünf Jahre) gewählt wird, besteht die Gefahr, dass sich das Risikoursachensystem zwischenzeitlich ändert (Änderungsrisiko). Die exogenen Variablen (Risikomerkmale) sind den Vierjahreszeiträumen (1997–2000 und 2001–2004) jeweils zeitlich vorgelagert. Mit Ausnahme der vergangenen Arbeitslosigkeitserfahrung, welche sich auf einen Vierjahreszeitraum (1993–1996 bzw. 1997–2000) bezieht, stammen die exogenen Variablen jeweils aus dem Jahr 1996 bzw. 2000.<sup>207</sup> Letztlich ergeben sich damit zwei achtjährige Beobachtungszeiträume (1993–2000 und 1997–2004), wobei nur jene Personen in die Analyse eingehen, die jeweils über den gesamten Zeitraum befragt werden (balanced panel).

205 Die Gruppe der Zuwanderer wird ausgeschlossen, da ihr Zugang zum Arbeitsmarkt zum Teil beschränkt ist (fehlende Arbeitserlaubnis) und dies in den Daten nicht beobachtet werden kann. Selbständige werden in der Analyse nicht berücksichtigt, da sich die Fragestellung im SOEP auf gemeldete Arbeitslosigkeitsfälle bezieht und davon auszugehen ist, dass sich Selbständige vergleichsweise seltener arbeitslos melden. Ursächlich davor könnte sein, dass Selbständige im Allgemeinen keine Versicherungsleistungen erhalten.

206 In anderen Arbeiten liegt die Altersgrenze deutlich tiefer (Biewen und Wilke 2005: 3). Um das Altersspektrum nicht allzu stark einzuschränken und damit auch Aussagen über ältere Erwerbstätige treffen zu können, ist die Grenze bei 60 Jahren vergleichsweise hoch angesetzt.

207 Dies entspricht einer zeitpunktbezogenen Feststellung der exogenen Variablen. Damit wird implizit die Annahme getroffen, dass die Ausprägung einer Variable im Jahr  $t$  das Arbeitslosigkeitsrisiko der Jahre  $t$  bis  $t+4$  determiniert. Grundsätzlich ist auch eine zeitraumbezogene Beobachtung der exogenen Variablen denkbar. Dies kann dahingehend umgesetzt werden, dass neben den Ausprägungskategorien eine zusätzliche Kategorie (Wechsler) eingeführt wird, die einen Ausprägungswechsel innerhalb des Beobachtungszeitraumes anzeigt. Daneben ist auch die hauptsächliche Ausprägung über den Beobachtungszeitraum beobachtbar.

Als ein zentrales Unterscheidungsmerkmal der vorliegenden Arbeit im Vergleich zu bisherigen empirischen Analysen ist die Eingrenzung und Definition von Arbeitslosigkeit zu sehen. Um eine eindeutige Beziehung zwischen Schadenfall und Versicherungsleistung zu gewährleisten, muss der Versicherungsfall Arbeitslosigkeit genau definiert werden. In der empirischen Umsetzung wird deshalb lediglich leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit erfasst. Diese ist dadurch charakterisiert, dass sie im direkten Anschluss an eine mindestens sechsmonatige (optional zwölfmonatige), durchgängige Vorbeschäftigungsdauer in Vollzeit, Teilzeit oder Kurzarbeit erfolgt. Eine Erwerbsunterbrechung aufgrund von Wehr- bzw. Zivildienst oder Mutterschaft wird hierbei nicht gewertet. Entsprechende Ausfallzeiten haben somit keinen Nachteil in Bezug auf die Anerkennung von Arbeitslosigkeit.

Um die leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit zweifelsfrei individuell bestimmen zu können, müssen die in Spell-Form vorliegenden Daten zunächst bereinigt werden. Dies betrifft zuerst die individuellen Spell-Überschneidungen. Hierzu wird ein Entscheidungskriterium benötigt, wonach sich überschneidende Episodentypen (teilweise) gelöscht werden können. Es wird festgelegt, dass Erwerbstätigkeit, Arbeitslosigkeit sowie Wehr-, Zivildienst, Mutterschaft (Episodentyp 1) gegenüber allen übrigen Episodentypen (Episodentyp 2)<sup>208</sup> Vorrang besitzen. Des Weiteren geht Arbeitslosigkeit vor Wehr-, Zivildienst, Mutterschaft. Abbildung 6.2 zeigt die daraus abgeleiteten Datenbereinigungen.

Im Anschluss an diese Bereinigungen werden Personen, die ihren Angaben zufolge sich ausschließende Tätigkeiten zur selben Zeit ausführen, aus der Analyse ausgeschlossen.<sup>209</sup> Für Episoden, deren Beginnzeitpunkt dem Endzeitpunkt nachgelagert ist, werden die beiden Angaben vertauscht. Sofern Personen eine Lücke in ihren Angaben im entsprechenden Beobachtungszeitraum aufweisen, gehen sie nicht in die empirische Analyse ein.

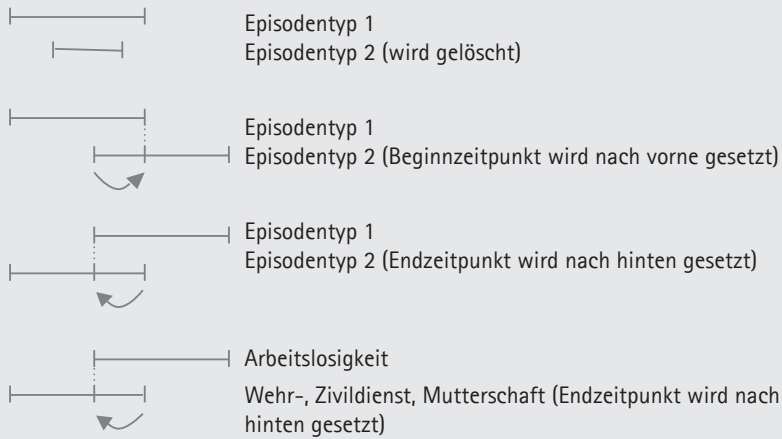
Da die Beobachtung der leistungsberechtigten Arbeitslosigkeit jeweils in einem Vierjahreszeitraum erfolgt, werden nur jene Episoden gezählt, deren Eintrittszeitpunkt im entsprechenden Zeitkorridor liegt.<sup>210</sup> Damit werden leistungsberechtigte Arbeitslosigkeitsepisoden aus der Analyse ausgeschlossen, sofern sie über den Jahreswechsel von 1992–1993 bzw. 1996–1997 bzw. 2000–2001 angehalten haben.

208 Z. B. Ausbildung, Schule, Hausarbeit, Minijob, sonstige

209 Dies betrifft die drei Episodentypen Arbeitslosigkeit, Erwerbstätigkeit sowie Wehr-, Zivildienst, Mutterschaft.

210 Im Zusammenhang mit der Verweildaueranalyse werden damit linkszensierte Fälle ausgeschlossen, was die Analyse deutlich vereinfacht. So kann bei Linkszensierungen die Vorgeschichte und deren Einfluss auf die aktuelle Arbeitslosigkeit nur schwer abgeschätzt werden (Heckman und Singer 1984: 97 ff.).

Abbildung 6.2: Verschiedene Möglichkeiten der Spell-Überschneidung und ihre Bereinigung



Anmerkungen: Episodentyp 1 steht für Erwerbstätigkeit, Arbeitslosigkeit, Wehr-, Zivildienst, Mutterschaft.  
Episodentyp 2 steht für alle übrigen Tätigkeiten (z. B. Schule, Hausarbeit, Minijob, sonstige).

Quelle: Eigene Darstellung.

Für die diskrete Verweildaueranalyse muss der Datensatz so reorganisiert werden, dass pro Person und Verweildauerintervall eine Datenzeile steht (Allison 1982: 75). Als Beobachtungseinheit ist nicht mehr die Person anzusehen, sondern die diskrete Zeit (Monatsepisode) in der eine Person die Möglichkeit des Arbeitslosigkeitsaustritts besitzt (Jenkins 1995: 135). Damit wird zur Schätzung der Verweildauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (Schadenhöhe) eine Subpopulation von Personen herangezogen, die im Beobachtungszeitraum mindestens eine entsprechende Arbeitslosigkeitsepisode aufweisen. Sofern mehr als eine Episode vorliegt, wird lediglich die erste berücksichtigt. Der Datensatz enthält sowohl beendete wie unbeendete Arbeitslosigkeitsepisoden. Episoden, die länger als zwölf Monate andauern, werden wie Austritte im zwölften Monat behandelt. Somit werden Rechtszensurierungen jenseits der Zwölfmonatsschranke ausgeschlossen. Dieses Vorgehen erscheint im Versicherungskontext als zweckmäßig, da bei einer maximalen Bezugsdauer von zwölf Monaten diejenigen Schäden, die über diesen Zeitraum hinausgehen, als Maximalschaden definiert werden. Zusammenfassend ergibt sich ein Inflow-Sample mit – im Intervall  $[1, 12[$  – zufälligen Rechtszensurierungen (Jenkins 2005: 71 ff.).

#### 6.5.2.2 Datenaufbereitung zur Bestimmung des Langlebighkeitsrisikos

Die Stichprobe zur Untersuchung des Renteneintritts umfasst alle Personen, die vor dem 65. Lebensjahr verstorben sind sowie Personen, die im Jahr 2004 das

65. Lebensjahr erreicht haben. Beobachtungseinheiten, für die keine dieser beiden Bedingungen erfüllt ist, gehen folglich nicht in die Analyse ein. Außerdem werden Personen ausgeschlossen, die niemals erwerbstätig waren.<sup>211</sup> Da die erste Befragung des SOEP 1984 stattfand, haben alle vor 1919 geborenen Befragungspersonen zwingend das Rentenalter erreicht. Um diesen datenerhebungsbedingten Selektionseffekt auszuschließen, werden alle vor 1919 Geborenen aus der Analyse ausgeschlossen.

In Bezug auf die Verweildaueranalyse in Rente werden wiederum jene Personen nicht berücksichtigt, die niemals erwerbstätig waren. Die notwendige Datenreorganisation entspricht dem Vorgehen zur Verweildaueranalyse in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit. Pro Person und Lebensjahr steht eine Datenzeile. Die Untersuchung bezieht sich auf die Subpopulation der über 65-Jährigen, wobei Personen älter als 100 Jahre aufgrund ihrer Seltenheit im Datensatz nicht berücksichtigt werden.<sup>212</sup> Um eine möglichst große Fallzahl zu gewährleisten, werden auch jene Personen in die Analyse aufgenommen, deren erste Befragung nach dem 65. Lebensjahr stattgefunden hat.<sup>213</sup> Dies wird dadurch möglich, indem lediglich zeitinvariante exogene Variablen in die Schätzmodelle eingehen.<sup>214</sup> Der Datensatz enthält sowohl beendete wie unbeendete Leben. Wie schon im Arbeitslosigkeitsfall ergibt sich ein Inflow-Sample mit zufälligen Rechtszensierungen (Jenkins 2005: 71 ff.).<sup>215</sup>

Wie bereits erläutert, können die Daten des SOEP keinen vollständigen individuellen Lebensverlauf abbilden. Hierzu müsste eine Geburtskohorte über etwa 80 Jahre hinweg beobachtet werden. Deshalb sind in der Analyse zum Renteneintritt sowie zur Rentenverweildauer v. a. Personen enthalten, die zum Zeitpunkt ihrer ersten Befragung bereits vergleichsweise alt sind.<sup>216</sup> Aus den entsprechenden Schätzergebnissen müssen jedoch auch Aussagen für jüngere Jahrgänge abgeleitet werden. Stichprobenbedingt ist dies nur möglich, sofern das Alter einer Person nicht als exogene Variable in die Schätzungen aufgenommen wird. Dieses Vorgehen ist unproblematisch, wenn lediglich zeit- bzw. altersunveränderliche

211 Eine in Verbindung mit dem Arbeitslosigkeitsrisiko angebotene Rentenversicherung kann sich ausschließlich auf die Erwerbsbevölkerung beziehen.

212 Dies umfasst im Jahr 2004 insgesamt 225 Personen und entspricht circa 2,2 Prozent der über 65-Jährigen.

213 Die entsprechende Lebensdauer wird um die Jahre zwischen dem 65. Lebensjahr und dem Lebensjahr der ersten Befragung individuell erweitert.

214 Dies gilt mit Ausnahme des subjektiven Gesundheitszustands. Hierbei wird angenommen, dass sich dieser vom 65. Lebensjahr bis zur ersten Befragung nicht systematisch ändert. Eine altersbedingte Änderung des Gesundheitszustands wird allerdings berücksichtigt. Dies wird im Verlauf dieses Kapitels näher erläutert.

215 Wie bereits ausgeführt, bestehen in Bezug auf die Zufälligkeit der Rechtszensierungen in diesem Zusammenhang einige Zweifel (Schnell und Trappmann 2006).

216 Sofern eine Person bereits in der ersten Welle 1984 befragt wird, muss sie mindestens 45 Jahre alt sein, damit sie bis 2004 das 65. Lebensjahr erreicht.

Variablen in die Schätzmodelle eingingen. Es gibt allerdings zwei zentrale Erklärungsgrößen für die Bestimmung des Langlebigkeitsrisikos, die sich jeweils systematisch mit dem Lebensalter ändern: Der Gesundheitszustand sowie die bisher erfahrene Arbeitslosigkeit. Im ersten Fall ist davon auszugehen, dass eine negative Beziehung mit dem Lebensalter besteht. Im zweiten Fall ist die entsprechende Beziehung positiv anzunehmen. Sofern für diese Altersabhängigkeit nicht kontrolliert wird, greifen die beiden Variablen altersbedingte Selektionseffekte auf. Ein Übertragen der Schätzergebnisse auf jüngere Geburtsjahrgänge führt somit zu Verzerrungen.<sup>217</sup>

Eine Möglichkeit diese Selektionseffekte zu bereinigen besteht in einer Altersstandardisierung der beiden Variablen. So können – basierend auf den Daten des SOEP – altersbezogene Abschreibungsraten berechnet werden, mit denen der Gesundheitszustand sowie die Anzahl der bisher erfahrenen Arbeitslosigkeitsepisoden auf eine vorgegebene Alterskategorie normiert werden. In der vorliegenden Arbeit wird dies in Form einer Panel-Schätzung mit fixen Effekten auf Individualebene umgesetzt (Tabelle 6.1).<sup>218</sup>

Beschreibe  $Y_{it}$  den individuellen (subjektiven) Gesundheitszustand zum Zeitpunkt  $t$ ,  $X_{it}$  einen Spaltenvektor an erklärenden zeitabhängigen Variablen ohne Konstante und  $\beta$  einen Zeilenvektor an Koeffizienten. Der individuelle zeitabhängige Störterm sei durch  $\varepsilon_{it}$  definiert. Mit  $u_i$  als individuellem fixem (unbekanntem) Parameter ergibt sich das Fixed-Effects-Modell (Greene 2003: 285).<sup>219</sup>

$$Y_{it} = X_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it} \text{ und } \varepsilon_{it} \sim_{iid} N(0, \sigma^2).$$

Zur Ermittlung der altersbedingten Abschreibungsraten für den subjektiven Gesundheitszustand kommt nachfolgend ein Fixed-Effects-Ansatz als lineares Modell zum

217 Eine weitere zeitveränderliche Erklärungsvariable, die bei der Bestimmung des Langlebigkeitsrisikos große Aufmerksamkeit erfährt, ist das Einkommen bzw. Äquivalenzeinkommen. Dieses geht in die nachfolgenden Analysen nicht mit ein, da zum einen die Einkommensangaben im SOEP insbesondere in ihrer zeitlichen Struktur teilweise unplausibel sind (Schulte 1999: 16). Zum anderen liegen für Rentenbezieher (die größte Gruppe bei der Bestimmung der Rentenbezugsdauer) keine Angaben zum Einkommen vor. In die Bestimmung der Rentenbezugsdauer wird allerdings die durchschnittliche Rentenhöhe über den individuellen Befragungszeitraum als ein relatives Maß für die sozioökonomische Stellung einer Person mit aufgenommen. Eine Altersstandardisierung dieser Variable ist insofern nicht notwendig, als Angaben zur Rentenhöhe ohnehin nur für Rentenbezieher zur Verfügung stehen. Bei der Übertragung der Schätzergebnisse auf jüngere Geburtsjahrgänge lässt sich die Rentenvariable lediglich relativ interpretieren (z. B. als Güte der finanziellen Ausstattung).

218 Auf Basis eines Hausman-Tests (Greene 2003: 301 ff.) wird die Fixed-Effects- der Random-Effects-Schätzung jeweils vorgezogen. So ist die zentrale Annahme des Random-Effects-Modells (die unbeobachtete zufällige Komponente des Störterms darf nicht mit den Kovariaten korreliert sein) jeweils verletzt.

219 In Bezug auf den Gesundheitszustand könnte der fixe Effekt z. B. in der genetischen Ausstattung einer Person, der Intelligenz, der Schulbildung sowie (zeitkonstanten) anerzogenen Verhaltensweisen bestehen. Für die Anzahl an Arbeitslosigkeitsepisoden ist beispielsweise die Schulbildung, Prägungen durch das Elternhaus, die (zeitunveränderliche) Persönlichkeitsstruktur als fixer Effekt interpretierbar.

Einsatz.<sup>220</sup> Neben dem Alter als zentrale Erklärungsgröße muss zusätzlich die Arbeitslosigkeit als exogene Variable in die Schätzung eingehen. Ansonsten erfassen die altersbedingten Abschreibungsraten auch den Einfluss, den die im Lebensverlauf zunehmende Arbeitslosigkeitserfahrung auf den Gesundheitszustand hat. Da die Arbeitslosigkeit als eigenständige Erklärungsgröße in das Modell zur Bestimmung der individuellen Rentenbezugsdauer eingeht, würde diese somit doppelt erfasst. Problematisch erweist sich an dieser Stelle eine mögliche Endogenität der Arbeitslosigkeitsvariable in der Schätzung zum Gesundheitszustand. Aus diesem Grund wird die Arbeitslosigkeitserfahrung des Vorjahrs in die Schätzungen aufgenommen.<sup>221</sup>

Zur Altersstandardisierung der Anzahl von Arbeitslosigkeitsepisoden seit dem 15. Lebensjahr bietet sich ein Poisson-Zählpanelmodell mit personenfixen Effekten an (Greene 2003: 747 ff.):

$$P(Y_{it} = k | X_{it}) = \frac{\exp(-\lambda_{it}) \lambda_{it}^k}{k!} \quad \text{mit } \lambda_{it} = u_i \cdot \exp(X_{it}\beta).$$

Hierbei beschreibt  $Y_{it}$  die individuelle zeitabhängige Anzahl von Arbeitslosigkeitsepisoden seit dem 15. Lebensjahr, die nur ganzzahlige positive Werte annehmen kann ( $k = 0, 1, 2, \dots$ ).  $X_{it}$  stellt einen Spaltenvektor an erklärenden Variablen,  $\beta$  einen Koeffizientenzeilenvektor dar. Der individuelle fixe Effekt ( $u_i$ ) wird – anders als im linearen Modell – multiplikativ modelliert.<sup>222</sup> Aufgrund der starken Häufung

220 Im Zusammenhang mit Zufriedenheitsskalen ist dieses Vorgehen durchaus üblich (Schwarze und Härpfer 2007: 240). Da der subjektive Gesundheitszustand eine ordinal skalierte Variable (Null bis Zehn) darstellt, verspricht ein Ordered-Probit-Modell die beste Anpassungsgüte an die Daten (Greene 2003: 736 ff.). Allerdings liegt dieser Schätzansatz lediglich als Random-Effects-Modell vor (vgl. Tabelle A1 im Anhang). Denkbar ist auch die Schätzung eines zensierten Regressionsmodells mit Untergrenze Null und Obergrenze Zehn. Jedoch ist auch dieses Schätzmodell nur als Random-Effects-Modell etabliert. Nichtlineare Panelmodelle werden mit Ausnahme der Logit- und Zählpanelmodelle meist als Random-Effects-Modell geschätzt (Hübler 2006). Ursächlich dafür ist zum einen die leichtere Berechenbarkeit gegenüber dem Fixed-Effects-Modell (Greene 2004). Zum anderen ist der Fixed-Effects-Schätzer im Zusammenhang mit nichtlinearen Modellen meist verzerrt. So ist die Schätzung der individuellen fixen Effekte auf die individuellen Beobachtungsdauern beschränkt, weshalb die fixen Effekte nicht erwartungstreu bzw. nicht konvergent geschätzt werden. Da in nichtlinearen Modellen die Schätzkoeffizienten eine Funktion der fixen Effekte darstellen, werden folglich auch die Koeffizienten nicht korrekt geschätzt. In der Literatur wird dieser Zusammenhang als incidental parameters problem bezeichnet (Lancaster 2000; Neyman und Scott 1948).

221 Hierbei handelt es sich nicht explizit um leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit, da eine Abgrenzung zur gemeldeten Arbeitslosigkeit datenbedingt nicht möglich ist. Geht man davon aus, dass sich die Korrelation zwischen gemeldeter bzw. leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit und Alter nicht systematisch unterscheidet, dann sind die Schätzergebnisse für die Alterskoeffizienten dennoch erwartungstreu.

222 Implizite Annahme des Poisson-Modells ist, dass die Varianz von  $Y_i$  gleich seinem Erwartungswert ist:  $\text{Var}(Y_i) = E(Y_i)$ . In der praktischen Anwendung ist diese Annahme allerdings oftmals verletzt (overdispersion). Indem das Poisson-gegen ein Negativ-Binomial-Modell getestet wird (mittels Wald-Test) kann eine entsprechende Annahmeverletzung überprüft werden (Greene 2003: 744 f.). So beinhaltet das Negativ-Binomial-Modell keine Annahme über die Gleichheit von Varianz und Erwartungswert bezüglich  $Y_i$ . Beide Schätzmodelle führen zu verzerrten Ergebnissen, sofern die Daten einen hohen Anteil von  $k = 0$  aufweisen, was für die nachfolgende Analyse zutrifft. Insofern ist ein Zero-Inflated-Poisson-Modell einsetzbar, bei dem zunächst in Form eines binären Modells die Wahrscheinlichkeit für  $Y_i = 0$  geschätzt wird und anschließend ein trunkiertes Poisson-Modell für  $Y_i > 0$  zur Anwendung kommt (Lambert 1992). Allerdings ist dieser Schätzansatz bislang nicht als Panel-Modell etabliert. Theoretische Arbeiten dazu liegen bereits vor (z. B. Hall 2000; Wang und Alba 2006). Eine weitere Möglichkeit besteht in der Schätzung eines zensierten Regressionsmodells, wenngleich dieses dem Zählcharakter der Daten nicht gerecht wird und, wie bereits oben ausgeführt, nur als Random-Effects-Ansatz zur Verfügung steht.



von  $k = 0$ , wird die Stichprobe auf Personen mit Arbeitslosigkeitserfahrung eingeschränkt ( $Y_i > 0$ ). Das sich daraus ergebende Selektionsproblem führt allerdings dazu, dass die Abschreibungsraten tendenziell unterschätzt werden.<sup>223</sup>

In der Panel-Schätzung zur Arbeitslosigkeit muss neben den Altersvariablen auch der Gesundheitszustand berücksichtigt werden. Die Erklärung dafür folgt derselben Logik wie bei der Aufnahme einer Arbeitslosigkeitsvariable in die Schätzung zum Gesundheitszustand. So ist Letzterer sowohl mit dem Alter als auch mit der Arbeitslosigkeit korreliert. Außerdem geht die Gesundheit als eigenständige Erklärungsvariable in die Schätzungen zur Langlebigkeit ein. Eine Nicht-Berücksichtigung des Gesundheitszustands bei der Bestimmung der altersbedingten Abschreibungsraten für die Arbeitslosigkeitserfahrung führt somit zu einer Doppelerfassung der Gesundheit in Bezug auf das Langlebigkeitsrisiko. Allerdings ergibt sich dadurch ein Endogenitätsproblem, welches durch die zeitliche Datenstruktur noch verstärkt wird. So ist die Arbeitslosigkeitserfahrung als endogene Variable dem (aktuellen) Gesundheitszustand zeitlich vorgelagert.

Tabelle 6.1 zeigt die ermittelten Abschreibungsraten für den Gesundheitszustand und die Arbeitslosigkeitserfahrung. Zur Komplexitätsreduzierung und zur Erfassung eines nichtlinearen Zusammenhangs gehen die Altersvariablen jeweils in Form von Dummies in die Schätzungen ein. Aufgrund der beschriebenen Schätzprobleme und der vergleichsweise geringen Höhe der Abschreibungsraten werden diese im Falle der Arbeitslosigkeitserfahrung nicht weiter berücksichtigt und somit an dieser Stelle nicht diskutiert. Dies hat zur Folge, dass bei der Schätzung des Renteneintritts die Arbeitslosigkeitserfahrung nicht aufgenommen werden kann. Da bei der Bestimmung der Rentenbezugsdauer die Erwerbsphase vollständig abgeschlossen ist, die Arbeitslosigkeitserfahrung also feststeht, kann Letztere in die Analyse aufgenommen werden. Allerdings ist die Anzahl von Arbeitslosigkeitsepisoden seit dem 15. Lebensjahr in diesem Zusammenhang als relative Größe zu interpretieren. Nicht die tatsächliche Anzahl steht im Fokus, sondern das sich daraus ableitbare Arbeitslosigkeitsrisiko. Für die Feststellung desselben im Zuge einer Prämienkalkulation besteht ein gewisser Entscheidungsspielraum.<sup>224</sup>

223 Durch die Beschränkung auf Personen mit Arbeitslosigkeitserfahrung werden gerade die guten Risiken ausgeschlossen. Die Tatsache, dass bislang keine Arbeitslosigkeit vorliegt, kann bei vergleichsweise jungen Personen auch in ihrem Alter begründet liegen und muss nicht unbedingt mit dem individuellen Risiko korrespondieren. Sie hatten quasi nicht genügend Zeit, um arbeitslos zu werden. Mit steigendem Alter schwächt sich dieser Zusammenhang ab, so dass zunehmend Personen mit geringem Arbeitslosigkeitsrisiko aus der Analyse ausgeschlossen werden. Bei der Bestimmung der altersbedingten Abschreibungsraten werden somit tendenziell gute ältere Risiken mit durchschnittlichen jungen Risiken verglichen.

224 Die vorliegende Arbeit interpretiert mehr als eine Arbeitslosigkeitsepisode seit dem 15. Lebensjahr als hohes Arbeitslosigkeitsrisiko.

Tabelle 6.1: Bestimmung von Abschreibungsraten zur Altersstandardisierung der Variablen Gesundheitszustand und Arbeitslosigkeit mittels Personen-Fixed-Effects-Schätzungen (marginale Effekte, t- bzw. z-Werte in Klammern)

Exogene Variablen	subjektiver Gesundheitszustand (Fixed-Effects-OLS)		Anzahl der Arbeitslosigkeitsepisoden seit dem 15. Lebensjahr (Fixed-Effects-Poisson, nur Personen mit Arbeitslosigkeitserfahrung)	
	volles Modell	reduziertes Modell	volles Modell	reduziertes Modell
Alter 16–25 Jahre (1 = ja)	<i>Referenz</i>	<i>Referenz</i>	-0,548*** (-35,06)	-0,549*** (-35,25)
Alter 26–35 Jahre (1 = ja)	-0,463*** (-28,12)	-0,464*** (-28,16)	-0,423*** (-26,21)	-0,424*** (-26,37)
Alter 36–45 Jahre (1 = ja)	-0,948*** (-43,44)	-0,959*** (-44,03)	-0,310*** (-18,97)	-0,310*** (-19,02)
Alter 46–55 Jahre (1 = ja)	-1,503*** (-56,13)	-1,517*** (-56,75)	-0,181*** (-12,40)	-0,181*** (-12,42)
Alter 56–65 Jahre (1 = ja)	-1,945*** (-62,12)	-1,960*** (-62,67)	<i>Referenz</i>	<i>Referenz</i>
Alter 66–75 Jahre (1 = ja)	-2,192*** (-58,72)	-2,207*** (-59,16)		
Alter 76–85 Jahre (1 = ja)	-2,850*** (-59,17)	-2,864*** (-59,48)		
Alter 86–95 Jahre (1 = ja)	-3,595*** (-44,67)	-3,610*** (-44,85)		
Alter > 95 Jahre (1 = ja)	-3,698*** (-9,08)	-3,709*** (-9,10)		
Anzahl der Arbeitslosigkeitsmonate im Vorjahr	-0,026*** (-13,50)	-0,026*** (-13,58)		
subjektiver Gesundheitszustand			-0,007*** (-3,46)	-0,007*** (-3,49)
Ereignisse im letzten Jahr:				
Trennung vom Partner (1 = ja)	-0,187*** (-5,66)		0,010 (0,41)	
Geburt eines Kindes (1 = ja)	0,141*** (6,49)		-0,026 (-1,37)	
Tod des Partners (1 = ja)	-0,101* (-1,90)		0,077 (1,28)	
Heirat (1 = ja)	0,097*** (3,38)		-0,003 (-0,11)	
Fallzahl	243.109	243.130	67.126	67.133
durchschnittlicher Panelverbleib in Jahren	6,8	6,8	7,3	7,3

Anmerkungen: Als abhängige Variable ist der subjektive Gesundheitszustand einer Person auf einer Skala von Null bis Zehn bzw. die Anzahl von Arbeitslosigkeitsepisoden seit dem 15. Lebensjahr definiert. Die zur Altersstandardisierung verwendeten Abschreibungsdaten sind grau hinterlegt. Es werden jeweils ungewichtete Schätzungen ohne Konstante ausgewiesen. Angegeben sind die geschätzten marginalen Effekte und in Klammern die zugehörigen t- bzw. z-Werte; \*/\*\*/\*\* bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozentriveau.

Quelle: SOEP 1984–2002, eigene Berechnungen.

Die Schätzergebnisse zum (subjektiven) Gesundheitszustand erweisen sich als vergleichsweise robust.<sup>225</sup> Werden zusätzliche Erklärungsvariablen aufgenommen (volles Modell) ändern sich die Schätzkoeffizienten für die Altersdummies nur unwesentlich. Wie vermutet, sinkt der Gesundheitszustand mit dem Alter. Arbeitslosigkeit im vergangenen Jahr wirkt ebenfalls negativ auf die empfundene Gesundheit. Letztlich erweisen sich auch zusätzliche Variablen in Form von einschneidenden Lebensereignissen des letzten Jahres als erklärungsrelevant in Bezug auf den Gesundheitszustand. Sofern Ereignisse im Lebensverlauf sowohl mit dem Alter als auch der Gesundheit korreliert sind, werden deren Einflüsse durch die Alterskoeffizienten aufgefangen. Da zur Ermittlung der altersbedingten Abschreibungsraten das reduzierte Modell herangezogen wird, bewirkt die Altersstandardisierung des Gesundheitszustandes in diesem Sinne eine entsprechende Glättung im Lebensverlauf. Die marginalen Effekte der Altersklassen im reduzierten Modell werden im Folgenden herangezogen, um die individuellen Angaben zum subjektiven Gesundheitszustand zu normieren.

---

225 So kommen andere bereits angesprochene Schätzmodelle (Ordered-Probit-Random-Effects, Random-Effects-OLS) zu vergleichbaren Ergebnissen (vgl. Tabelle A1 im Anhang).



## 7 Empirische Ergebnisse

### 7.1 Tarifmerkmale für den Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit

Eine Vielzahl von Risikomerkmalen kann aus der bereits bestehenden empirischen Literatur abgeleitet werden (vgl. Kapitel 5.1). Hierzu zählen unter anderem verschiedene Kontrollgrößen (Geschlecht, Nationalität, Branche, Wohnort) sowie Variablen, die die individuelle Lebensphase (Alter, Kinder, verheiratet) und die berufliche Situation (Betriebsgröße, Betriebszugehörigkeitsdauer, Teilzeit- oder befristete Beschäftigung) abbilden. Ergänzend zu bisherigen Arbeiten werden spezielle Berufsinformationen genutzt. So wird mit der saisonabhängigen Beschäftigung eine Variable generiert, die in Bezug auf saisonale Arbeitslosigkeit eine große Erklärungskraft erwarten lässt.

Besondere Beachtung in der vorliegenden Arbeit erfahren jene Variablen, die in Zusammenhang mit dem sozioökonomischen Status einer Person stehen. Es ist davon auszugehen, dass ein höherer Status *ceteris paribus* mit geringerem Arbeitslosigkeitseintritts- und -verbleibsrisiko einhergeht. Zu nennen sind hierbei die Bildung (Schul- und Berufsbildung), die Stellung im Beruf, die ökonomische Situation (Wohneigentümerschaft, Vermögen, Arbeitseinkommen) sowie der Gesundheitszustand (körperliche Behinderung, Krankenhausaufenthalte, Arbeitsunfähigkeit, Erwerbsminderung, subjektiver Gesundheitszustand). Außerdem kann der familiäre Hintergrund, ausgedrückt durch die Bildung der Eltern, den sozioökonomischen Status prädestinieren. Letztlich gibt die bisherige Arbeitslosigkeit, und damit der individuelle vergangene Schadenverlauf, Aufschluss über die Risikoposition einer Person.

Die folgende Tabelle 7.1 gibt einen umfangreichen Überblick über die verwendeten exogenen Variablen in den Schätzungen zum Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit. Die Festlegung einer minimalen Vorbeschäftigungsdauer, und damit die Beschränkung im Versicherungszugang, ist grundsätzlich willkürlich. Hier wird mit einer sechsmonatigen Vorbeschäftigungsdauer eine vergleichsweise wenig restriktive Regelung getroffen. Alternativ dazu wird eine zwölfmonatige Vorbeschäftigungsdauer festgelegt. Die empirischen Ergebnisse unterscheiden sich allerdings nur geringfügig zwischen diesen beiden Vertragsbedingungen (vgl. Tabellen A2 und A3 im Anhang). Deshalb wird im Folgenden lediglich auf die sechsmonatige Regelung Bezug genommen.

Tabelle 7.1: Beschreibung der Variablen zu Schätzungen der Arbeitslosigkeit  
(nur 0-1-kodierte Variablen, Mittelwerte in ungewichteter Form)

Variablenname (zu erw. Wirkungszusammenhang mit Arbeitslosigkeits-eintritts-/verbleibsrisiko)	Erklärung und Operationalisierung Variable, die den Wert Eins annimmt, wenn die Person ...	SOEP-Variablenname	Mittelwert	
			1996	2000
leistungsb. Arbeitslosigkeit 2001–2004, 12-monatige Vorbeschäftigungsdauer (1 = ja) (endogen)	... eine leistungsberechtigte Arbeitslosigkeitsepisode aufweist, wobei eine minimale Vorbeschäftigungsdauer von zwölf Monaten vorausgesetzt wird.	eigenständig generiert	0,11	
leistungsb. Arbeitslosigkeit 2001–2004, 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer (1 = ja) (endogen)	... eine leistungsberechtigte Arbeitslosigkeitsepisode aufweist, wobei eine minimale Vorbeschäftigungsdauer von sechs Monaten vorausgesetzt wird.		0,11	
leistungsb. Arbeitslosigkeit 1993–1996, 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer (1 = ja) (+/+)	... eine leistungsberechtigte Arbeitslosigkeitsepisode aufweist, wobei eine minimale Vorbeschäftigungsdauer von sechs Monaten vorausgesetzt wird.		0,13	
leistungsb. Arbeitslosigkeit 1997–2000, 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer (1 = ja) (+/+)	... eine leistungsberechtigte Arbeitslosigkeitsepisode aufweist, wobei eine minimale Vorbeschäftigungsdauer von sechs Monaten vorausgesetzt wird.		0,08	
Geschlecht (1 = weiblich) (+/+)	... weiblich ist.	sex	0,42	0,43
Alter 15–29 (1 = ja) (?/-)	... zwischen 15 und 30 Jahren alt ist.	eigenständig generiert	0,12	0,12
Alter 30–44 (1 = ja) (+/-), Referenz: Alter 45–60	... zwischen 30 und 45 Jahren alt ist.		0,51	0,51
Ausländer (1 = ja) (+/+)	... Ausländer ist.	nation#	0,13	0,12
Gemeindegrößenklasse > 100.000 (1 = ja) (-/-)	... in einem Ort mit über 100.000 Einwohnern wohnt.	†ggk	0,31	0,30
verheiratet (1 = ja) (-/-)	... verheiratet ist.	†famstd	0,78	0,73
Kinder unter 16 Jahren (1 = ja) (-/-)	... mit Kindern unter 16 Jahren im Haushalt lebt.	mh53, qh60	0,52	0,57
Studium (1 = ja) (-/-)	... einen Hoch- oder Fachhochschulabschluss besitzt.	casmin#	0,20	0,23
keine Ausbildung (1 = ja) (+/+), Referenz: Lehre	... keinen beruflichen Abschluss besitzt.		0,14	0,09
Facharbeiter, Meister (1 = ja) (-/-)	... Facharbeiter oder Meister ist.	stib#	0,27	0,24
Arbeiter (1 = ja) (+/+), Referenz: Angestellter	... un- oder angelernter Arbeiter ist.		0,16	0,16
saisonabhängige Beschäftigung (1 = ja) (+/-)	... einen saisonabhängigen Beruf <sup>1</sup> ausübt.	†klas	0,08 <sup>2</sup>	0,09
Wohneigentümer (1 = ja) (-/-)	... Wohneigentümer ist.	†eigen	0,45	0,48
Vermögen (1 = ja) (-/-)	... einen Bausparvertrag oder eine Lebensversicherung oder Einnahmen aus Vermietung und Verpachtung besitzt.	†h4303, †h4103, †h40	0,84	0,84
durchschnittliches Arbeitseinkommen < 2.000 € (1 = ja) (+/+)	... ein durchschnittliches Arbeitseinkommen von weniger als 2.000 Euro brutto pro Monat besitzt.	†p2a03	0,54	0,47
Betriebsgröße > 200 (1 = ja) (+/+)	... in einem Betrieb mit mehr als 200 Mitarbeitern arbeitet.	mp38, qp33	0,49 <sup>2</sup>	0,47
Betriebszugehörigkeitsdauer > 10 Jahre (1 = ja) (-/+)	... eine Betriebszugehörigkeit von mehr als zehn Jahren aufweist.	†erwzeit	0,42	0,40

## Fortsetzung

Variablenname (zu erw. Wirkungszusammenhang mit Arbeitslosigkeitseintritts-/verbleibsrisiko)	Erklärung und Operationalisierung Variable, die den Wert Eins annimmt, wenn die Person ...	SOEP-Variablenname	Mittelwert	
			1996	2000
teilzeit-, befristet beschäftigt (1 = ja) (+/+)	... in Teilzeit oder befristet beschäftigt ist.	mp40, mp15, qp3501, qp10	0,14	0,14
körperliche Behinderung (1 = ja) (+/+)	... durch ihren Gesundheitszustand im Alltag behindert ist.	mp76, qp96	0,28	0,26
Krankenhausaufenthalt 1993–1996 (1 = ja) (+/+)	... zwischen 1993 und 1996 ein- oder mehrmals im Krankenhaus behandelt wurde.	kp8701, lp9301, mp7901, np8301	0,25	
Krankenhausaufenthalt 1997–2000 (1 = ja) (+/+)	... zwischen 1997 und 2000 ein- oder mehrmals im Krankenhaus behandelt wurde.	op7201, pp100, qp99, rp99	0,23	
Arbeitsunfähigkeit 1993–1996 (1 = ja) (+/+)	... zwischen 1993 und 1996 länger als sechs Wochen arbeitsunfähig war.	kp8804, lp9404, mp8004, np8501	0,16	
Arbeitsunfähigkeit 1997–2000 (1 = ja) (+/+)	... zwischen 1997 und 2000 länger als sechs Wochen arbeitsunfähig war.	op7401, pp102, qp101, rp10202	0,09	
Erwerbsbehinderung (1 = ja) (+/+)	... eine Erwerbs- oder Schwerbehinderung aufweist.	mp7701, qp9701	0,06	0,06
subjektiver Gesundheitszustand (1 = gut) (-/-)	... auf einer Skala von eins bis zehn ihren persönlichen Gesundheitszustand größer als fünf einschätzt.	tp0101	0,75	0,77
Vater hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja) (+/+)	... einen Vater ohne beruflichen Bildungsabschluss hat.	vbbil	0,24	0,24
Vater hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja) (-/-), Referenz: Vater hat berufliche Ausbildung	... einen Vater mit Hoch- oder Fachhochschulabschluss hat.		0,10	0,11
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja) (+/+)	... eine Mutter ohne beruflichen Bildungsabschluss hat.	mbbil	0,51	0,47
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja) (-/-), Referenz: Mutter hat berufliche Ausbildung	... eine Mutter mit Hoch- oder Fachhochschulabschluss hat.		0,05	0,05
Land- und Forstwirtschaft (1 = ja)	... in der entsprechenden Branche <sup>3</sup> arbeitet.	fnace	0,02 <sup>2</sup>	0,01
Bergbau, Energie, Wasser (1 = ja)			-	0,02
Baugewerbe (1 = ja)			0,11 <sup>2</sup>	0,08
Handel und Reparatur (1 = ja)			0,11 <sup>2</sup>	0,13
Verkehr und Nachrichten (1 = ja)			0,06 <sup>2</sup>	0,05
Banken und Versicherungen (1 = ja)			0,05 <sup>2</sup>	0,06
Dienstleistung (1 = ja), Referenz: verarbeitendes Gewerbe			0,31 <sup>2</sup>	0,32

## Fortsetzung

Variablenname (zu erw. Wirkungszusammenhang mit Arbeitslosigkeitseintritts-/ verbleibsrisiko)	Erklärung und Operationalisierung  Variable, die den Wert Eins annimmt, wenn die Person ...	SOEP- Variablen- name	Mittelwert	
			1996	2000
Mecklenburg-Vorpommern (1 = ja)	... im entsprechenden Bundesland wohnt.	†bula	0,03	0,03
Sachsen-Anhalt (1 = ja)			0,06	0,06
Thüringen (1 = ja)			0,07	0,06
Sachsen (1 = ja)			0,11	0,11
Ost- und Westberlin, Brandenburg (1 = ja)			0,10	0,09
Schleswig-Holstein (1 = ja)			0,02	0,02
Niedersachsen, Hamburg, Bremen (1 = ja)			0,07	0,08
Hessen (1 = ja)			0,06	0,06
Rheinland-Pfalz, Saarland (1 = ja)			0,05	0,05
Baden-Württemberg (1 = ja)			0,12	0,11
Bayern (1 = ja), Referenz: Nordrhein-Westfalen			0,13	0,14
Fallzahl			1.676	1.951
Variablenname	Fallzahl	Std.-abw.	Mittelwert	
Verweildauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit 2001–2004, vollendete Episoden, 12-monatige Vorbeschäftigungsdauer <sup>1</sup>	229	3,30	5,34	
Verweildauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit 1997–2000, vollendete Episoden, 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer <sup>1</sup>	450	4,37	6,83	
Verweildauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit 2001–2004, vollendete Episoden, 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer <sup>1</sup>	369	4,25	7,43	
Anmerkungen: Wenn nicht ausdrücklich gekennzeichnet, beziehen sich die Variablen auf die Zeitpunkte 1996 bzw. 2000.				
<sup>1</sup> Als saisonabhängig werden Berufe aus den folgenden Berufsgruppen definiert, wobei die Berufsklassifikation des Statistischen Bundesamtes (StaBuA-Bk) zugrunde gelegt wird: landwirtschaftliche Berufe (StaBuA-Bk 110–140, 2821), Gärtner (StaBuA-Bk 323–529), forstwirtschaftliche und Bergbau- sowie mineralverarbeitende Berufe (StaBuA-Bk 614–801, 807–1012, 1211, 6050, 6511), Bauberufe (StaBuA-Bk 2611, 2671–2682, 4401–4842, 4853, 4862–4873, 4880–4913, 5012, 5052, 5101–5113, 5440–5466, 6030–6041, 6230–6241, 6420, 6422), Touristik- und Gastronomieberufe (StaBuA-Bk 7020–7023, 9120–9122, 9125–9159, 9233–9237).				
<sup>2</sup> Aufgrund zu geringer Fallzahlen in 1996 werden Angaben aus 1995 verwendet.				
<sup>3</sup> Die Branchen werden, gemäß der „Nomenclature statistique des Activités économiques dans la Communauté Européenne“ (NACE), wie folgt zusammengefasst: Land- und Forstwirtschaft (NACE 1, 2, 5), Bergbau, Energie, Wasser (NACE 10, 11, 14, 40, 41), Baugewerbe (NACE 45), Handel und Reparatur (NACE 50, 51, 52), Verkehr und Nachrichten (NACE 60, 63, 64), Banken und Versicherungen (NACE 65, 66, 67), Dienstleistungen (NACE 55, 61, 62, 70–95, 98).				
<sup>4</sup> Die Verweildauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit ist auf zwölf Monate beschränkt.				
† Platzhalter für Wellenkennzeichen (a–u).				
‡ Platzhalter für Welle (84–04).				
Quelle: SOEP 1993–2005, eigene Berechnungen.				



Die letzten drei Zeilen von Tabelle 7.1 geben Auskunft über die Verteilung der Variablen zum Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit. Auffällig ist, dass die mittlere Verweildauer bei einer minimalen Vorbeschäftigungsdauer von zwölf Monaten etwa zwei Monate geringer ausfällt als bei sechsmonatiger Vorbeschäftigungsdauer. Ein Grund für diesen Unterschied kann in einer Vorselektion der Risiken gesehen werden. So haben Personen, die eine Vorbeschäftigungsdauer von zwölf Monaten erfüllen, *ceteris paribus* ein geringeres Verbleibsrisiko. Für das mittlere Eintrittsrisiko in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit gilt dies nicht (vgl. die beiden ersten Zeilen von Tabelle 7.1). Sowohl bei zwölf- als auch bei sechsmonatiger Vorbeschäftigungsdauer liegt das durchschnittliche Risiko bei elf Prozent. An dieser Stelle sei noch einmal darauf hingewiesen, dass die Werte bezüglich der mittleren Verweildauern und Eintrittsrisiken nicht direkt mit anderen Studien vergleichbar sind, da die Dauer einer Arbeitslosigkeitsepisode in dieser Arbeit auf zwölf Monate beschränkt und lediglich leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit untersucht wird.

### 7.1.1 Tarifmerkmale für das Arbeitslosigkeitseintrittsrisiko

Die Logit-Schätzergebnisse zum Eintritt leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit sind in den Tabellen 7.2 und 7.4 aufgeführt. Die Analyse wird für zwei getrennte Zeiträume (1997–2000 und 2001–2004) durchgeführt, um das Änderungsrisiko, das heißt eine mögliche Änderung des Risikoursachensystems, beurteilen zu können. Darüber hinaus wird die Prognosegüte der einzelnen Schätzmodelle ausführlich dokumentiert (Tabellen 7.3 und 7.5). Bei der Interpretation der Schätzergebnisse wird auch die Wirkungsrichtung statistisch nicht signifikanter Zusammenhänge thematisiert, da in die Prognose gegebenenfalls auch nicht signifikante Erklärungsgrößen eingehen.

Um die relative Größe des statistischen Zusammenhangs beurteilen zu können, werden in allen Schätzungen Odds-Ratios ausgewiesen. Die Interpretation des Chancenverhältnisses im Zusammenhang mit binären exogenen Variablen bezieht sich stets auf die Referenzkategorie (Morgan und Teachman 1988: 929). So gibt das Odds-Ratio die Veränderung des Chancenverhältnisses zwischen Referenzkategorie und Merkmalsausprägung an. Hat die Referenzklasse beispielsweise eine Chance von 30:70 ( $\approx 0,43$ ) ein bestimmtes Ereignis zu erfahren und eine Merkmalsausprägung eine entsprechende Chance von 40:60 ( $\approx 0,67$ ), dann ergibt sich ein Odds-Ratio von näherungsweise 1,56 ( $0,67/0,43$ ). Das bedeutet, die Chance das Ereignis zu erfahren, ist für die Merkmalsausprägung 1,56 mal so groß wie für die Referenzklasse. Odds-Ratios größer (kleiner) Eins zeigen an, dass die Merkmalsausprägung eine größere (kleinere) Wahrscheinlichkeit aufweist ein Ereignis zu erfahren als die Referenzklasse.

Tabelle 7.2: Logit-Schätzungen zum Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004  
(Odds-Ratios, z-Werte in Klammern)

Exogene Variablen	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)
leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit 1997–2000 (1 = ja)	2,709*** (4,10)	2,727*** (4,41)	2,649*** (4,34)
Geschlecht (1 = weiblich)	0,695* (-1,81)	0,659** (-2,42)	0,665** (-2,37)
Alter 15–29 (1 = ja)	0,632 (-1,45)		
Alter 30–44 (1 = ja), Referenz: Alter 45–60	0,580** (-2,37)	0,741* (-1,89)	0,716** (-2,11)
Ausländer (1 = ja)	1,138 (0,43)	1,502 (1,59)	
Gemeindegrößenklasse > 100.000 (1 = ja)	0,851 (-0,83)		
verheiratet (1 = ja)	0,607** (-2,20)	0,679** (-2,34)	0,695** (-2,21)
Kinder unter 16 Jahren (1 = ja)	0,777 (-1,19)		
Studium (1 = ja)	0,914 (-0,36)		
keine Ausbildung (1 = ja), Referenz: Lehre	1,141 (0,41)		
Facharbeiter, Meister (1 = ja)	0,991 (-0,04)		
Arbeiter (1 = ja), Referenz: Angestellter	0,956 (0,16)		
saisonabhängige Beschäftigung (1 = ja)	1,949** (2,53)	1,960*** (2,87)	1,854*** (2,67)
Wohneigentümer (1 = ja)	0,828 (-1,08)		
Vermögen (1 = ja)	0,792 (-1,12)		
durchschnittliches Arbeitseinkommen < 2.000 € (1 = ja)	1,742*** (2,80)	1,829*** (3,55)	1,948*** (3,98)
Betriebsgröße > 200 (1 = ja)	0,497*** (-3,81)	0,486*** (-3,98)	0,481*** (-4,12)
Betriebszugehörigkeitsdauer > 10 Jahre (1 = ja)	0,764 (-1,38)		
teilzeit-, befristet beschäftigt (1 = ja)	1,065 (0,24)		
körperliche Behinderung (1 = ja)	0,995 (-0,02)		
Krankenhausaufenthalt 1997–2000 (1 = ja)	1,255 (1,16)	1,312 (1,49)	
Arbeitsunfähigkeit 1997–2000 (1 = ja)	1,174 (0,58)		
Erwerbsbehinderung (1 = ja)	0,512* (-1,67)	0,502* (-1,76)	0,493* (-1,78)
subjektiver Gesundheitszustand (1 = gut)	0,582*** (-2,71)	0,555*** (-3,22)	0,549*** (-3,32)
Vater hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	1,111 (0,45)		
Vater hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Vater hat berufliche Ausbildung	1,036 (0,12)		
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	0,989 (-0,06)		
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Mutter hat berufliche Ausbildung	0,739 (-0,75)		

## Fortsetzung

Exogene Variablen	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)
Land- und Forstwirtschaft (1 = ja)	1,073 (0,14)		
Bergbau, Energie, Wasser (1 = ja)	0,301 (-1,09)		
Baugewerbe (1 = ja)	1,676* (1,79)	2,131*** (3,07)	1,953*** (2,78)
Handel und Reparatur (1 = ja)	1,428 (1,38)	1,760*** (2,68)	
Verkehr und Nachrichten (1 = ja)	-0,400 (-1,60)		
Banken und Versicherungen (1 = ja)	0,922 (-0,16)		
Dienstleistung (1 = ja), Referenz: verarbeitendes Gewerbe	0,701 (-1,48)		
Mecklenburg-Vorpommern (1 = ja)	2,580** (2,35)	2,604*** (2,98)	2,370*** (2,63)
Sachsen-Anhalt (1 = ja)	1,045 (0,12)		
Thüringen (1 = ja)	1,787* (1,66)	1,800** (2,17)	
Sachsen (1 = ja)	0,927 (-0,22)		
Ost- und Westberlin, Brandenburg (1 = ja)	2,286** (2,53)	2,307*** (3,42)	2,026** (2,95)
Schleswig-Holstein (1 = ja)	0,635 (-0,61)		
Niedersachsen, Hamburg, Bremen (1 = ja)	0,858 (-0,42)		
Hessen (1 = ja)	0,907 (-0,21)		
Rheinland-Pfalz, Saarland (1 = ja)	1,028 (0,06)		
Baden-Württemberg (1 = ja)	1,085 (0,25)		
Bayern (1 = ja), Referenz: Nordrhein-Westfalen	0,994 (-0,02)		
Fallzahl	1.951	1.951	1.951
Log-Likelihood	-567	-576	-583
Modelltest (chi <sup>2</sup> )	198***	178***	171***
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,166	0,152	0,141
Akaike (AIC)	1.227	1.185	1.192
Anzahl erklärender Variablen (potenzielle Tarifmerkmale)	46	16	12

Anmerkungen: Die binäre Variable „leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit 2001–2004“ ist als Abhängige definiert, wobei eine minimale Vorbeschäftigungsdauer von sechs Monaten zugrunde gelegt wird. Wenn nicht ausdrücklich anders bezeichnet, stammen die exogenen Variablen aus dem Jahr 2000. Es werden jeweils heteroskedastie-konsistente, ungewichtete Schätzungen ohne Konstante ausgewiesen. Angegeben sind die geschätzten Odds-Ratios und in Klammern die zugehörigen z-Werte; \*/\*\*/\*\* bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozentsniveau.

Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Berechnungen.

Die Schätzergebnisse zum Eintritt leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit zeigen eine große Übereinstimmung zwischen den verschiedenen Schätzmodellen, was grundsätzlich für deren Robustheit spricht. Außerdem bestätigen die Ergebnisse zum Teil die bisherigen empirischen Befunde. So ist das Risiko einer leistungsberechtigten Arbeitslosigkeitsepisode für Personen mit gutem Gesundheitszustand *ceteris paribus* etwa halb so groß wie bei Personen, die keinen guten Gesundheitszustand aufweisen. Des Weiteren haben Verheiratete im Vergleich zu Nichtverheirateten unter sonst gleichen Umständen ein geringeres Arbeitslosigkeitseintrittsrisiko. Sofern zwischen 1997 und 2000 bereits eine leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit vorliegt, hat die entsprechende Person ein um den Faktor 2,7 erhöhtes Risiko des erneuten Arbeitslosigkeitseintritts. Somit enthält der vergangene Schadenverlauf Informationen bezüglich zukünftiger Schäden, was für den Einsatz einer Erfahrungstarifizierung spricht. Auch in Bezug auf das Alter bestätigen die Schätzergebnisse die bisherigen Studien. Personen mittleren Alters (30–45 Jahre) weisen ein geringeres Arbeitslosigkeitsrisiko auf als ältere Arbeitnehmer (45–60 Jahre). Für Jüngere (15–30 Jahre) ist jedoch kein statistisch signifikanter Unterschied feststellbar, wenngleich das entsprechende Odds-Ratio ebenfalls ein geringeres Risiko im Vergleich zu Älteren anzeigt. Sofern ein Arbeitnehmer in einem Betrieb mit mehr als 200 Mitarbeitern beschäftigt ist, hat dieser *ceteris paribus* ein um die Hälfte geringeres Arbeitslosigkeitseintrittsrisiko als andere Arbeitnehmer.

In zahlreichen Fällen werden die Ergebnisse bisheriger Studien durch die Schätzungen allerdings nicht bestätigt. Als Grund hierfür kann die von bisherigen Untersuchungen abweichende Definition der Arbeitslosigkeit angeführt werden und die damit einhergehende Beschränkung der Gruppe der Arbeitslosen auf vergleichsweise gute Risiken. Variablen zur Schul- und Berufsbildung erweisen sich daher als ebenso wenig erklärungsrelevant wie die berufliche Stellung, geringfügige oder befristete Beschäftigung, Kinder sowie Nationalität. Mit Ausnahme der beruflichen Stellung zeigen die entsprechenden Odds-Ratios jedoch den erwarteten Wirkungszusammenhang. Bemerkenswert, wenngleich erwartungsgemäß ist das Ergebnis bezüglich der saisonabhängigen Beschäftigung. Im Vergleich zu anderen Arbeitnehmern haben Saisonbeschäftigte ein knapp verdoppeltes Arbeitslosigkeitsrisiko. Dies macht deutlich, dass eine Aufnahme von Berufsinformationen in die Tarifklassenbildung einen wichtigen Differenzierungsbeitrag leisten kann. Entgegen anderer Studien sind Frauen einem um den Faktor 0,7 geringeren Eintrittsrisiko in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit ausgesetzt als Männer. Als einzige unter den objektiven Gesundheitsvariablen erweist sich die Erwerbsbehinderung als erklärungsrelevant, wenngleich die Odds-Ratios für Krankenhausaufenthalt und Arbeitsunfähigkeit dennoch den erwarteten positiven Zusammenhang mit dem Arbeitslosigkeitsrisiko andeuten. Für Personen mit Erwerbsbehinderung zeigt sich ein um circa 50 Prozent

geringeres Risiko als für vergleichbare Personen ohne Erwerbsbehinderung. Als ursächlich hierfür können unter anderem die bestehenden Schutzbestimmungen für behinderte Menschen nach Sozialgesetzbuch IX angeführt werden (z. B. besonderer Kündigungsschutz).

Ein, in Bezug auf den sozioökonomischen Status einer Person, hervorzuhebendes Ergebnis bezieht sich auf das Arbeitseinkommen. Sofern das erzielte Einkommen unter 2.000 Euro liegt, ist das Arbeitslosigkeitseintrittsrisiko um das 1,7- bis 1,9-fache erhöht. Die übrigen Variablen zur sozialen Stellung (Wohneigentum, Vermögen, Bildung der Eltern) stehen dagegen nicht in statistisch signifikantem Zusammenhang mit dem Risiko des Arbeitslosigkeitseintritts. Mit Ausnahme der Bildung der Eltern weisen die entsprechenden Odds-Ratios dennoch auf den erwarteten negativen Wirkungszusammenhang hin.

Die Schätzergebnisse zu den Branchendummies zeigen keine nennenswerten Unterschiede. Lediglich Handel und Reparatur sowie das Baugewerbe stehen in positiv signifikantem Zusammenhang mit dem Arbeitslosigkeitseintrittsrisiko. Es ist nicht auszuschließen, dass Letzteres saisonale Effekte aufgreift, wenngleich die berufsbezogene saisonabhängige Beschäftigung gesondert in die Schätzungen eingeht. Regionale Unterschiede zeigen sich bezüglich einzelner Bundesländer. So besteht ein erhöhtes Arbeitslosigkeitsrisiko in Mecklenburg-Vorpommern, Thüringen und Brandenburg (einschließlich Ost- und Westberlin). Ein genereller Niveauunterschied zwischen alten und neuen Ländern ist jedoch nicht festzustellen. Für die Prämiendifferenzierung eines privaten Versicherungsunternehmens ist eine feingliedrige Unterteilung in regionale Einheiten (z. B. Kreise) zweckmäßig, da auch innerhalb eines Bundeslandes erhebliche Arbeitsmarktunterschiede bestehen können. Da die Daten des SOEP dieses Vorgehen allerdings nur eingeschränkt ermöglichen, wird in dieser Arbeit darauf verzichtet.

Die relativ große Ähnlichkeit in den Ergebnissen der Schätzmodelle spiegelt sich auch in der Beurteilung der Prognosegüte wider. Alle drei Modelle zeigen eine vergleichbare Prognosegenauigkeit. Tabelle 7.3 stellt die Werte der Prognosemaße, welche in Kapitel 6.4.1 erörtert wurden, zusammen.

Grundsätzlich erscheint die Prognosegüte aller drei Schätzmodelle vergleichsweise gering zu sein. Die Fehlerrate unterscheidet sich mit circa elf Prozent nur unwesentlich von der naiven Prognose ( $R_p^2 \approx 0$ ).<sup>226</sup> Ursächlich hierfür ist die starke Unausgeglichenheit der Stichprobe. Demnach weisen lediglich elf Prozent der Fälle eine Arbeitslosigkeitsepisode auf. Der Schwellenwert zur Normierung der vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten auf den Wert Eins oder Null ( $k$ ) ist dennoch auf 0,5 festgesetzt. Vor diesem Hintergrund ist die Beurteilung der absolu-

226 Die naive Prognose sagt für alle Beobachtungen denselben Wert (hier Null) voraus.

ten Prognosegüte nur eingeschränkt möglich, denn selbst die naive Prognose hat eine verhältnismäßig hohe Treffgenauigkeit (Greene 2003: 686). Die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit für eine richtige Prognose ( $R_{BL}^2$ ) liegt für alle Modelle bei 83 Prozent. Auch sofern die Unausgeglichenheit der Stichprobe explizit berücksichtigt wird (Cramer's  $\lambda$ ), zeigen die Modelle ähnliche Ergebnisse. Wenngleich das Schätzmodell (1) bei genauerer Betrachtung die beste Prognosegüte aufweist, wird zur Berechnung der Versicherungsprämien in Kapitel 7.3 das Schätzmodell (3) angewendet. Neben der großen Ähnlichkeit in der Prognosegüte aller Modelle lässt sich dieses Vorgehen in erster Linie durch die vergleichsweise geringe Komplexität von Schätzmodell (3) rechtfertigen. Infolgedessen gehen lediglich die statistisch signifikanten Erklärungsvariablen in die Tarifklassenbildung ein, was die Anzahl der verschiedenen Tarifkombinationen auf ein überschaubares Maß beschränkt. Als Tarifmerkmale im Zusammenhang mit dem Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit fungieren folglich die zwölf exogenen Variablen in Schätzmodell (3).

Tabelle 7.3: Prognosegüte der Logit-Schätzungen zum Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004

Prognosegütemaße	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)
Within-Sample-Prognose			
McFadden's R <sup>2</sup>	0,165	0,152	0,141
Fehlerrate (FR)	0,110	0,107	0,108
R <sup>2</sup> <sub>p</sub>	0,009	0,036	0,027
R <sup>2</sup> <sub>BL</sub>	0,832	0,830	0,828
Cramer's λ	0,149	0,138	0,128
Fallzahl	1.951		
Out-of-Sample-Prognose			
Fehlerrate (FR)	0,112	0,113	0,110
R <sup>2</sup> <sub>p</sub>	0,018	0,009	0,036
R <sup>2</sup> <sub>BL</sub>	0,829	0,828	0,825
Cramer's λ	0,107	0,109	0,099
Fallzahl Trainingsdatensatz	975		
Fallzahl Testdatensatz	976		
Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Berechnungen.			

Die Diagnose des Änderungsrisikos wird über eine Kontrollschätzung für den Zeitraum 1997–2000 durchgeführt (Tabelle 7.4). Für einzelne Variablen ergeben sich andere Ergebnisse als bei der Schätzung für den Zeitraum 2001–2004. Demnach

ist weder das Geschlecht noch der Familienstand verheiratet erklärungsrelevant. Eine ausländische Nationalität sowie Kinder im Haushalt stehen dagegen in positiver Beziehung zum Arbeitslosigkeitseintrittsrisiko. Außerdem fällt ein starker Ost-West-Unterschied ins Auge, welcher sich in den Folgejahren teilweise auflösen scheint.

Betrachtet man die Out-of-Sample-Prognosegüte der Schätzmodelle von 1997–2000 für den Zeitraum 2001–2004, dann zeigen sich allerdings kaum Unterschiede zu den Schätzmodellen von 2001–2004 (Tabelle 7.5). Die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit für eine richtige Prognose ( $R_{BL}^2$ ) liegt bei circa 82 Prozent, die Fehlerrate bei knapp über elf Prozent. Wiederum liegen die Ergebnisse für die einzelnen Schätzmodelle sehr nahe beieinander.

Tabelle 7.4: Logit-Schätzungen zum Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 1997–2000  
(Odds-Ratios, z-Werte in Klammern)

Exogene Variablen	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)
leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit 1993–1996 (1 = ja)	2,495*** (3,57)	2,495*** (3,70)	2,624*** (4,03)
Geschlecht (1 = weiblich)	1,064 (0,28)		
Alter 15–29 (1 = ja)	0,716 (-1,07)	0,609* (-1,93)	
Alter 30–44 (1 = ja), Referenz: Alter 45–60	0,679* (-1,86)	0,612** (-2,50)	0,687** (-2,08)
Ausländer (1 = ja)	2,526*** (3,10)	2,493*** (3,37)	2,053*** (2,97)
Gemeindegrößenklasse > 100.000 (1 = ja)	0,964 (-0,20)		
verheiratet (1 = ja)	1,130 (0,50)		
Kinder unter 16 Jahren (1 = ja)	1,663** (2,48)	1,541** (2,33)	1,565** (2,46)
Studium (1 = ja)	0,712 (-1,33)	0,693 (-1,61)	
keine Ausbildung (1 = ja), Referenz: Lehre	0,989 (-0,04)		
Facharbeiter, Meister (1 = ja)	0,943 (-0,25)		
Arbeiter (1 = ja), Referenz: Angestellter	1,134 (0,45)		
saisonabhängige Beschäftigung <sup>1</sup> (1 = ja)	1,648* (1,82)	1,702** (2,05)	1,705** (2,11)
Wohneigentümer (1 = ja)	1,251 (1,30)		
Vermögen (1 = ja)	0,883 (-0,58)		
durchschnittliches Arbeitseinkommen < 2.000 € (1 = ja)	1,437* (1,78)	1,432** (1,96)	1,449** (2,12)
Betriebsgröße <sup>1</sup> > 200 (1 = ja)	0,545*** (-3,32)	0,517*** (-3,79)	0,527*** (-3,71)

## Fortsetzung

Exogene Variablen	Modell (1)	Modell(2)	Modell (3)
Betriebszugehörigkeitsdauer > 10 Jahre (1 = ja)	1,012 (0,06)		
teilzeit-, befristet beschäftigt (1 = ja)	0,741 (-1,04)		
körperliche Behinderung (1 = ja)	1,013 (0,07)		
Krankenhausaufenthalt 1993–1996 (1 = ja)	0,848 (-0,89)		
Arbeitsunfähigkeit 1993–1996 (1 = ja)	1,209 (0,93)		
Erwerbsbehinderung (1 = ja)	1,401 (1,02)		
subjektiver Gesundheitszustand (1 = gut)	0,746 (-1,58)	0,736* (-1,77)	
Vater hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	0,645* (-1,74)	0,696 (-1,60)	
Vater hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Vater hat berufliche Ausbildung	1,083 (0,29)		
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	1,168 (0,80)		
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Mutter hat berufliche Ausbildung	1,017 (0,05)		
Land- und Forstwirtschaft <sup>1</sup> (1 = ja)	1,508 (0,85)		
Bergbau, Energie, Wasser <sup>1</sup> (1 = ja)	-	-	-
Baugewerbe <sup>1</sup> (1 = ja)	2,447*** (3,22)	2,200*** (3,15)	2,485*** (3,82)
Handel und Reparatur <sup>1</sup> (1 = ja)	1,112 (0,37)		
Verkehr und Nachrichten <sup>1</sup> (1 = ja)	0,258** (-2,49)	0,255** (-2,56)	0,305** (-2,26)
Banken und Versicherungen <sup>1</sup> (1 = ja)	0,678 (-0,80)		
Dienstleistung <sup>1</sup> (1 = ja), Referenz: verarbeitendes Gewerbe	0,740 (-1,26)	0,711* (-1,71)	
Mecklenburg-Vorpommern (1 = ja)	4,631*** (3,40)	3,848*** (3,47)	3,175*** (3,08)
Sachsen-Anhalt (1 = ja)	2,543** (2,50)	2,297*** (2,72)	2,111** (2,45)
Thüringen (1 = ja)	2,572** (2,48)	2,335*** (2,78)	2,274*** (2,76)
Sachsen (1 = ja)	2,416** (2,48)	2,056*** (2,65)	1,836** (2,32)
Ost- und Westberlin, Brandenburg (1 = ja)	3,725*** (3,85)	3,211*** (4,40)	2,835*** (4,21)
Schleswig-Holstein (1 = ja)	2,412 (1,53)		
Niedersachsen, Hamburg, Bremen (1 = ja)	2,026** (2,06)	1,843** (2,11)	1,900** (2,24)
Hessen (1 = ja)	1,532 (1,03)		
Rheinland-Pfalz, Saarland (1 = ja)	0,653 (-0,81)		
Baden-Württemberg (1 = ja)	1,158 (0,46)		
Bayern (1 = ja), Referenz: Nordrhein-Westfalen	1,031 (0,09)		



Fortsetzung

	Modell (1)	Modell(2)	Modell (3)
Fallzahl	1.676	1.676	1.676
Log-Likelihood	-562	-568	-576
Modelltest ( $\chi^2$ )	166***	145***	138***
Pseudo- $R^2$	0,148	0,139	0,127
Akaike (AIC)	1.215	1.177	1.183
Anzahl erklärender Variablen (potenzielle Tarifmerkmale)	45	20	15
<p>Anmerkungen: Die binäre Variable „leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit 1997–2000“ ist als Abhängige definiert, wobei eine minimale Vorbeschäftigungsdauer von sechs Monaten zugrunde gelegt wird. Wenn nicht ausdrücklich anders bezeichnet, stammen die exogenen Variablen aus dem Jahr 1996. Es werden jeweils heteroskedastie-konsistente, ungewichtete Schätzungen ohne Konstante ausgewiesen. Angegeben sind die geschätzten Odds-Ratios und in Klammern die zugehörigen z-Werte; */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozentsniveau.</p> <p><sup>1</sup> Aufgrund zu geringer Fallzahlen in 1996 werden Angaben aus 1995 verwendet.</p> <p>Quelle: SOEP 1993–2000, eigene Berechnungen.</p>			

Tabelle 7.5: Out-of-Sample-Prognosegüte der Logit-Schätzungen zum Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 1997–2000 für den Zeitraum 2001–2004

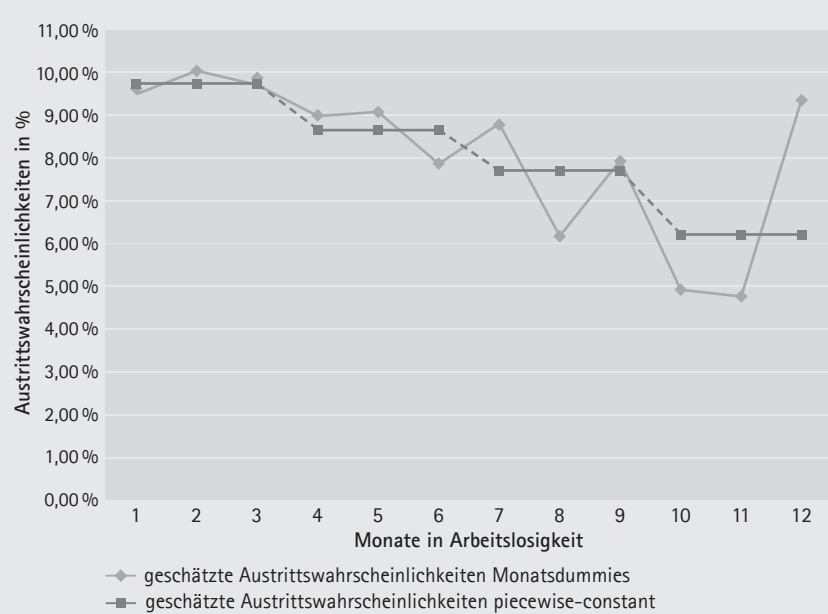
Prognosegütemaße	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)
Fehlerrate (FR)	0,113	0,113	0,115
$R^2_{BL}$	0,815	0,811	0,815
Cramer's $\lambda$	0,118	0,122	0,108
Fallzahl	1.181		
Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Berechnungen.			

### 7.1.2 Tarifmerkmale für das Arbeitslosigkeitsverbleibsrisiko

Wie bereits in Kapitel 6.3.3 verdeutlicht, führt unbeobachtete Heterogenität im Zusammenhang mit Verweildauermodellen in jedem Fall zu schlechter Prognosegüte, da die Basisübergangsrate nicht erwartungstreu geschätzt wird. Bezüglich des Austritts aus leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit kann diese Problematik veranschaulicht werden, indem ein Nullmodell (nur Zeit als exogene Variable) einem vollen Modell gegenübergestellt wird. Abbildung 7.1 zeigt die Basisübergangsrate für das Nullmodell, wobei eine Spezifikation mit Monatsdummies von einer mit Dreimonatsdummies (piecewise-constant) unterschieden wird. Im Ergebnis zeigt sich eine im Zeitverlauf sinkende Übergangsrate von Arbeitslosigkeit in Nicht-Arbeitslosigkeit. Die piecewise-constant-Variante zeigt hierbei eine vergleichsweise hohe Anpassungsgüte an den monatlichen Verlauf. Die monatliche Austrittswahrscheinlichkeit im zwölften Monat stellt insofern einen Sonderfall dar,

als alle Arbeitslosigkeitsepisoden per Definition im zwölften Monat enden (vgl. Kapitel 6.5.2.1). Eine piecewise-constant-Spezifikation glättet diesen datenorganisatorischen Effekt.

Abbildung 7.1: Geschätzte monatliche Basisaustrittswahrscheinlichkeiten aus leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (ohne exogene Variablen)

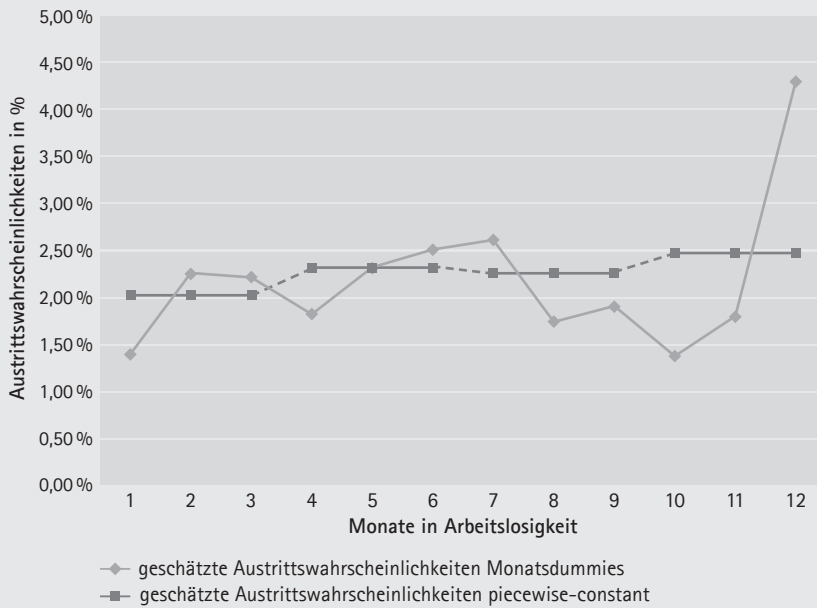


Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Darstellung.

Werden zusätzliche erklärende Variablen in das Schätzmodell aufgenommen (hier Modell (1) aus Tabelle 7.6), so zeigt die Basisübergangsrate einen vollkommen anderen Verlauf. Beide Modellspezifikationen (Monatsdummies und piecewise-constant) führen zu einer leicht ansteigenden baseline Hazard-Rate über die Zeit, wobei die absoluten Werte weitaus geringer ausfallen als beim Nullmodell (Abbildung 7.2). So liegt die monatliche Basis-Austrittswahrscheinlichkeit aus leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit zwischen 1,5 und 2,5 Prozent. Der Wert für den zwölften Monat ist wiederum als definitorischer Ausreißer anzusehen.

In die Schätzungen zum Verbleib gehen dieselben exogenen Variablen ein wie beim Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit. Der Verlauf der Koeffizientenschätzungen mit Monatsdummies wird vergleichsweise gut über eine piecewise-constant-Spezifikation abgebildet. Letztere führt außerdem zu einer Glättung des volatilen zeitlichen Profils, was im Hinblick auf die Prognose im Mittel bessere Ergebnisse verspricht. Deshalb wird im Folgenden eine zeitweise konstante Basisübergangsrate angenommen.

Abbildung 7.2: Geschätzte monatliche Basisaustrittswahrscheinlichkeiten aus leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mit exogenen Variablen)



Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Darstellung.

Tabelle 7.6 zeigt die Schätzergebnisse des diskreten Verweildauermodells zum Austritt aus leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit. Zunächst fällt auf, dass sich die Ergebnisse in Bezug auf die einzelnen Erklärungsvariablen stark von denen zum Eintritt in Arbeitslosigkeit unterscheiden, was für die getrennte Schätzung der beiden Schadendimensionen spricht. Wie bei der Analyse des Arbeitslosigkeitseintritts werden zwei getrennte Zeiträume untersucht, um das Änderungsrisiko zu betrachten. Die Modellauswahl erfolgt grundsätzlich anhand der Prognosegüte. Sofern die einzelnen Modelle eine sehr ähnliche Prognosegüte aufweisen, wird das am wenigsten komplexe Modell gewählt, um die Aufgliederung des Versicherungstarifs zu beschränken. Neben den Standardmodellen (1) bis (3) werden zusätzlich zwei weitere Schätzmodelle aufgeführt. Modell (0) enthält exogene Variablen des Zeitraums 1997–2000, wodurch die Anzahl der Beobachtungen stark eingeschränkt wird. In Modell (4) wird für unbeobachtete Heterogenität kontrolliert (vgl. Kapitel 6.3.3).

Tabelle 7.6: Logit-Schätzungen zum Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004 (Odds-Ratios, z-Werte in Klammern)

Exogene Variablen	Modell (0)	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)	Modell (4)
Monat 1–3	0,053*** (-4,53)	0,042*** (-7,03)	0,040*** (-15,56)	0,047*** (-17,28)	0,040*** (-5,77)
Monat 4–6	0,058*** (-4,38)	0,045*** (-6,77)	0,042*** (-14,70)	0,047*** (-16,16)	0,044*** (-5,60)
Monat 7–9	0,066*** (-4,05)	0,042*** (-6,67)	0,038*** (-13,18)	0,042*** (-14,79)	0,041*** (-5,62)
Monat 10–12	0,567 (-0,88)	0,350** (-2,33)	0,315*** (-6,55)	0,336*** (-8,27)	0,349* (-1,91)
leistungsb. Arbeitslosigkeit 1997–2000 (1 = ja)	0,949 (-0,25)				
Geschlecht (1 = weiblich)	0,764 (-1,34)	0,883 (-0,84)			0,883 (-0,71)
Alter 15–29 (1 = ja)	2,786*** (3,24)	2,742*** (5,26)	2,874*** (5,84)	2,730*** (6,10)	2,795*** (4,56)
Alter 30–44 (1 = ja), Referenz: Alter 45–60	1,841*** (2,95)	1,602*** (3,45)	1,726*** (4,50)	1,721*** (4,80)	1,623*** (2,87)
Ausländer (1 = ja)	0,776 (-0,65)	0,653* (-1,82)	0,662** (-2,15)	0,555*** (-3,52)	0,650 (-1,41)
Gemeindegrößenklasse > 100.000 (1 = ja)	0,973 (-0,13)	1,165 (1,12)			1,167 (0,96)
verheiratet (1 = ja)	0,808 (-1,07)	1,139 (1,05)	1,187 (1,51)		1,147 (0,90)
Kinder unter 16 Jahren (1 = ja)	0,873 (-0,73)	0,866 (-1,14)			0,865 (-0,98)
Studium (1 = ja)	1,278 (0,94)	1,359* (1,92)	1,349** (2,12)	1,279* (1,78)	1,366 (1,60)
keine Ausbildung (1 = ja), Referenz: Lehre	2,135** (2,39)	1,214 (0,95)			1,217 (0,76)
Facharbeiter, Meister (1 = ja)	0,786 (-0,91)	1,057 (0,33)			1,060 (0,30)
Arbeiter (1 = ja), Referenz: Angestellter	0,725 (-1,01)	0,974 (-0,14)			0,973 (-0,13)
saisonabhängige Beschäftigung (1 = ja)	0,866 (-0,55)	1,181 (0,84)			1,185 (0,79)
Wohneigentümer (1 = ja)	1,229 (1,08)	1,250* (1,71)	1,218 (1,63)		1,259 (1,60)
Vermögen (1 = ja)	1,070 (0,30)	1,290* (1,83)	1,283* (1,84)	1,366** (2,53)	1,293 (1,55)
durchschnittliches Arbeitseinkommen < 2.000 € (1 = ja)	0,972 (-0,13)	0,955 (-0,30)			0,954 (-0,28)
Betriebsgröße > 200 (1 = ja)	1,246 (0,95)	1,069 (0,45)			1,068 (0,39)
Betriebszugehörigkeitsdauer > 10 Jahre (1 = ja)	0,590** (-2,10)	0,674** (-2,47)	0,658*** (-3,09)	0,726*** (-2,64)	0,667** (-2,28)
teilzeit-, befristet beschäftigt (1 = ja)	0,813 (-0,74)	0,792 (-1,20)	0,711** (-2,29)		0,784 (-1,04)
körperliche Behinderung (1 = ja)	1,609** (2,28)	1,008 (0,05)			1,007 (0,04)
Krankenhausaufenthalt 1997–2000 (1 = ja)	0,885 (-0,59)				
Arbeitsunfähigkeit 1997–2000 (1 = ja)	1,538 (1,54)				
Erwerbsbehinderung (1 = ja)	0,491*** (-2,64)	0,936 (-0,31)			0,928 (-0,21)
subjektiver Gesundheitszustand (1 = gut)	0,854 (-0,72)	1,029 (0,20)			1,028 (0,16)
Vater hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	0,730 (-1,29)	0,791 (-1,48)	0,775** (-2,03)		0,785 (-1,29)
Vater hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Vater hat berufliche Ausbildung	1,550 (1,25)	1,335 (1,18)			1,348 (1,10)

## Fortsetzung

Exogene Variablen	Modell (0)	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)	Modell (4)
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	1,288 (1,18)	1,019 (0,13)			1,025 (0,16)
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Mutter hat berufliche Ausbildung	0,421** (-2,37)	0,547** (-2,22)	0,590** (-2,27)	0,684* (-1,75)	0,538* (-1,65)
Land- und Forstwirtschaft (1 = ja)	1,381 (0,85)	1,171 (0,58)			1,167 (0,37)
Bergbau, Energie, Wasser (1 = ja)	–	–	–	–	–
Baugewerbe (1 = ja)	1,607* (1,76)	1,375 (1,59)	1,482*** (2,85)		1,386 (1,40)
Handel und Reparatur (1 = ja)	1,309 (0,98)	1,264 (1,29)			1,274 (1,12)
Verkehr und Nachrichten (1 = ja)	0,874 (-0,45)	0,895 (-0,52)			0,890 (-0,31)
Banken und Versicherungen (1 = ja)	2,216 (1,27)	1,238 (0,47)			1,249 (0,47)
Dienstleistung (1 = ja), Referenz: verarbeitendes Gewerbe	1,458 (1,29)	1,613*** (2,70)	1,446*** (2,71)		1,628** (2,36)
Mecklenburg-Vorpommern (1 = ja)	2,388** (2,53)	1,559* (1,70)		1,498* (1,77)	1,571 (1,56)
Sachsen-Anhalt (1 = ja)	2,966*** (2,71)	1,186 (0,67)			1,187 (0,53)
Thüringen (1 = ja)	2,037** (2,16)	1,213 (0,78)			1,213 (0,62)
Sachsen (1 = ja)	1,472 (0,94)	1,298 (0,99)			1,310 (1,00)
Ost- und Westberlin, Brandenburg (1 = ja)	0,919 (-0,28)	0,745 (-1,35)	0,661** (-2,51)		0,741 (-1,13)
Schleswig-Holstein (1 = ja)	1,075 (0,07)	0,685 (-1,30)	0,635* (-1,75)		0,677 (-0,78)
Niedersachsen, Hamburg, Bremen (1 = ja)	1,284 (0,80)	1,289 (1,08)			1,296 (0,97)
Hessen (1 = ja)	0,916 (-0,22)	1,035 (0,10)			1,038 (0,09)
Rheinland-Pfalz, Saarland (1 = ja)	1,990 (1,60)	1,149 (0,54)			1,151 (0,43)
Baden-Württemberg (1 = ja)	1,352 (0,95)	1,608** (2,16)	1,379* (1,72)	1,495** (2,29)	1,618* (1,77)
Bayern (1 = ja), Referenz: Nordrhein-Westfalen	1,327 (1,01)	1,203 (0,93)			1,210 (0,80)
Episodenzahl	1.611	3.013	3.013	3.013	3.013
Fallzahl	215	418	418	418	418
% rechtszensierte Fälle	13,0	11,7	11,7	11,7	11,7
Log-Likelihood	-494	-977	-982	-992	-978
Modelltest (chi²)	1.910***	1.956***	1.711***	1.640***	1.064***
Akaike (AIC)	1.085	2.046	2.004	2.009	2.050
Anzahl erklärender Variablen (potenzielle Tarifmerkmale)	45	42	16	9	42
$\sigma$					0,182
$\Phi [ = \sigma^2 / (1 + \sigma^2) ]$					0,010 <sup>LR*</sup>

Anmerkungen: Die binäre Variable „Austritt aus leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit 2001–2004“ ist als Abhängige definiert, wobei eine minimale Vorbeschäftigungsdauer von sechs Monaten zugrunde gelegt wird. Wenn nicht ausdrücklich anders bezeichnet, stammen die exogenen Variablen aus dem Jahr 2000. Es werden jeweils ungewichtete Schätzungen ohne Konstante durchgeführt. Da einer Person mehrere Arbeitslosigkeitsepisoden zugeordnet sind, muss die Stata-Option Cluster (Persnr) verwendet werden, weil sonst die Standardfehler nicht korrekt geschätzt werden.  $\sigma^2$  beschreibt die geschätzte Varianz der Heterogenitätskomponente. Angegeben sind die geschätzten Odds-Ratios und in Klammern die zugehörigen z-Werte; \*/\*\*/\*\* bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozentniveau.  
Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Berechnungen.

Die Modellvariante (0), in die der vergangene Schadenverlauf sowie Krankenhausaufenthalte und Zeiten der Arbeitsunfähigkeit eingehen, zeigt vergleichsweise unplausible Schätzergebnisse. Dies kann mitunter auf die geringe Fallzahl von lediglich 215 zurückzuführen sein. Da die genannten Variablen des Zeitraums 1997–2000 nicht statistisch signifikant von Null verschieden sind, wird diese Modellvariante nicht weiter berücksichtigt. Es sollte an dieser Stelle allerdings betont werden, dass die vergangene Arbeitslosigkeit, anders als beim Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit, keinen zusätzlichen Erklärungsbeitrag leistet.

Die Ergebnisse von Schätzmodell (4), in das eine normalverteilte Heterogenitätskomponente aufgenommen wird, unterscheiden sich kaum von den Modellen ohne Heterogenitätskomponente.<sup>227</sup> Außerdem erweist sich der Likelihood-Ratio-Test, dass keine unbeobachtete Heterogenität vorliegt ( $\Phi = 0$ ), lediglich auf dem Zehn-Prozentniveau statistisch signifikant. Im Ergebnis dient Modell (4) ausschließlich als Kontrollschätzung und wird nicht weiter verfolgt.

Die Schätzmodelle (1) bis (3) zeigen nur geringfügige Unterschiede auf. So liegt die im Zeitverlauf leicht sinkende Basisübergangsrate für alle drei Modelle sehr eng beieinander. Auch bezüglich der Erklärungsvariablen kommen die unterschiedlichen Modelle zu sehr ähnlichen Ergebnissen. Beispielsweise sinkt mit zunehmendem Alter die Wahrscheinlichkeit, aus Arbeitslosigkeit auszusteigen. So haben Personen im Alter von 15–30 Jahren eine, in Relation zu vergleichbaren 45- bis 60-Jährigen, 2,7- bis 2,9-fache monatliche Austrittswahrscheinlichkeit aus leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit. Für 30- bis 45-Jährige beträgt der entsprechende Faktor 1,6 bis 1,7. Mit einer circa 30 bis 40 Prozent geringeren monatlichen Abgangswahrscheinlichkeit weisen Ausländer *ceteris paribus* eine längere Verweildauer in Arbeitslosigkeit auf als Deutsche. Eine lange Betriebszugehörigkeitsdauer führt erwartungsgemäß ebenfalls zu länger andauernder Arbeitslosigkeit. Entsprechendes gilt für Teilzeit- und befristet Beschäftigte. Als nicht erklärungsrelevant erweisen sich Geschlecht, Familienstand verheiratet, Kinder, Gemeindegrößenklasse, Betriebsgröße sowie saisonabhängige Beschäftigung. Die entsprechenden Odds-Ratios deuten allerdings, abgesehen von der Kindervariable, den erwarteten Wirkungszusammenhang an. Auch Brancheninformationen determinieren die Verweildauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit im Allgemeinen vergleichsweise wenig. Lediglich im Baugewerbe und Dienstleistungssektor besteht eine statistisch signifikant höhere monatliche Abgangsrate, was mit der relativ hohen Personalfluktuation in diesen Branchen

227 Die Schätzungen mit gammaverteilter Heterogenitätskomponente auf Basis des von Jenkins verfassten Stata-Ado-Files „pgmhaz8“ konvergieren nicht. Deshalb wird die Heterogenität als normalverteilt angenommen (Jenkins 2005: 84).

vereinbar ist. Regionale Unterschiede zeigen sich bezüglich einzelner Bundesländer. So dauern Arbeitslosigkeitsepisoden in Mecklenburg-Vorpommern sowie Baden-Württemberg *ceteris paribus* kürzer an. In Berlin und Brandenburg sowie Schleswig-Holstein gilt der umgekehrte Zusammenhang. Ein Ost-West-Gefälle lässt sich, wie schon beim Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit, nicht feststellen.

In Bezug auf sozioökonomische Variablen können insbesondere die Schulbildung sowie das Vermögen als statistisch relevante Erklärungsgrößen identifiziert werden. Personen mit Studium haben eine etwa 30 Prozent höhere monatliche Abgangswahrscheinlichkeit aus Arbeitslosigkeit als vergleichbare Personen ohne Studienabschluss. Die übrigen Bildungsvariablen erweisen sich als statistisch nicht signifikant. Wenn man von der fehlenden Berufsausbildung absieht, zeigen die entsprechenden Odds-Ratios dennoch den erwarteten Wirkungszusammenhang. Der Besitz von Vermögen erhöht, unter sonst gleichen Umständen, die monatliche Abgangsrate um das 1,3- bis 1,4-fache, wenngleich der Effekt für Wohneigentum statistisch insignifikant ausfällt. Teilweise zeigt sich auch die Bildung der Eltern als erklärungsrelevant. So korrespondiert eine fehlende Berufsausbildung des Vaters mit einer höheren Verweildauer in Arbeitslosigkeit. Sofern die Mutter einen Universitäts- oder Fachhochschulabschluss vorzuweisen hat, verlängert sich *ceteris paribus* die Arbeitslosigkeitsdauer. Dieses Ergebnis ist insofern kontraintuitiv, als der soziale Status einer Person mit der Bildung der Eltern steigt. Die Gesundheitsindikatoren zeigen keine signifikante Verbindung mit der Verweildauer in Arbeitslosigkeit. Mit Ausnahme körperlicher Behinderungen deuten die entsprechenden Odds-Ratios dennoch auf den vorhergesagten Wirkungszusammenhang hin. Das Gleiche gilt für ein geringes Arbeitseinkommen.

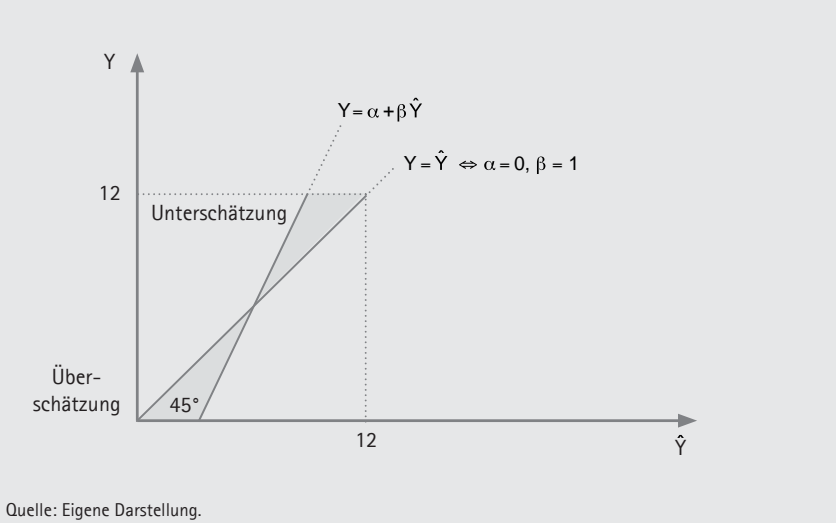
Die Prognosegenauigkeit der ökonometrischen Modelle ist sehr differenziert zu beurteilen. Die Variation in den Daten wird vergleichsweise ungenau durch die Schätzmodelle abgebildet. Darauf deuten sowohl die OLS-Regressionsergebnisse ( $\beta$ ), als auch das Ungleichheitsmaß von Theil ( $U_{\text{var}} > 0,2$ ) hin. Die Out-of-Sample-Prognose zeigt zwar teilweise bessere Ergebnisse, allerdings handelt es sich hierbei um Zufallsvariablen, die von der zufälligen Aufteilung der Stichprobe abhängen. Einerseits deuten die Werte für den mittleren Fehler auf eine durchschnittliche Unterschätzung der ökonometrischen Modelle in Höhe von circa 0,7 Monaten hin. Auf der anderen Seite zeigt der (hoch signifikante) negative Schätzwert von  $\alpha$  eine Überschätzung an. Der Wert von  $U_{\text{Bias}}$  lässt weder eine systematische Über- noch Unterschätzung erkennen. Abbildung 7.3 veranschaulicht die Ergebnisse zur Prognosegüte in einer schematischen Darstellung.

Tabelle 7.7: Prognosegüte der Logit-Schätzungen zum Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004

Prognosegütemaß	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)
Within-Sample-Prognose			
mittlerer Fehler	0,689	0,697	0,685
mittlerer quadratischer Fehler	14,465	14,886	15,912
mittlerer absoluter Fehler	3,399	3,469	3,619
$\hat{Y}_i = \alpha + \beta \hat{Y}_i + \varepsilon_i$	-5,18 + 1,87 $\hat{Y}$	-5,71 + 1,95 $\hat{Y}$	-5,64 + 1,93 $\hat{Y}$
R <sup>2</sup>	0,285	0,261	0,185
H <sub>0</sub> : α = 0	t = -5,72***	t = -5,42***	t = -4,41***
H <sub>0</sub> : β = 1	F(1,367) = 43,43***	F(1,367) = 38,14***	F(1,367) = 25,03***
H <sub>0</sub> : β = 1 und α = 0	F(2,367) = 27,87***	F(2,367) = 25,68***	F(2,367) = 18,14***
Theil's Ungleichheitsmaß (U)	0,247	0,251	0,259
U <sub>Bias</sub>	0,033	0,031	0,029
U <sub>Var</sub>	0,638	0,660	0,687
U <sub>Cov</sub>	0,329	0,309	0,284
Fallzahl (vollendete Episoden)	369		
Out-of-Sample-Prognose			
mittlerer Fehler	0,857	0,843	1,184
mittlerer quadratischer Fehler	17,064	16,526	17,728
mittlerer absoluter Fehler	3,672	3,672	3,820
$\hat{Y}_i = \alpha + \beta \hat{Y}_i + \varepsilon_i$	1,14 + 0,94 $\hat{Y}$	-1,59 + 1,35 $\hat{Y}$	-6,91 + 2,26 $\hat{Y}$
R <sup>2</sup>	0,116	0,157	0,174
H <sub>0</sub> : α = 0	t = 0,90	t = -1,11	t = -3,19***
H <sub>0</sub> : β = 1	F(1,185) = 0,11	F(1,185) = 2,89*	F(1,185) = 14,51***
H <sub>0</sub> : β = 1 und α = 0	F(2,185) = 3,08**	F(2,185) = 5,11***	F(2,185) = 17,13***
Theil's Ungleichheitsmaß (U)	0,264	0,262	0,279
U <sub>Bias</sub>	0,032	0,036	0,073
U <sub>Var</sub>	0,448	0,566	0,704
U <sub>Cov</sub>	0,520	0,398	0,223
Fallzahl Trainingsdatensatz	209		
Fallzahl Testdatensatz	209		
Fallzahl Testdatensatz (vollendete Episoden)	187		
Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Berechnungen.			



Abbildung 7.3: Schematisches Prognose-Realisationsdiagramm zur geschätzten Verweildauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit



Für geringe Beobachtungswerte zeigt sich eine Überschätzung durch die Prognose. Hohe Beobachtungswerte werden tendenziell unterschätzt. Der Schnittpunkt zwischen Regressionsgerade und 45°-Linie liegt für alle Schätzmodelle bei circa sechs Monaten, womit die Mehrzahl der Beobachtungen rechts des Schnittpunkts liegt. Somit bekommt die Unter- im Vergleich zur Überschätzung ein etwas stärkeres Gewicht (mittlerer Fehler  $> 0$ ). Der Wertebereich für Prognose- und Realisationswerte ist auf zwölf Monate beschränkt.

Da die Prognosegüte der einzelnen Schätzmodelle relativ ähnlich zu bewerten ist, kommt im weiteren Verlauf der Arbeit Modell (3) zum Einsatz. Dieses besitzt eine weitaus geringere Komplexität als die beiden übrigen Schätzmodelle und eignet sich somit besser für die Tarifklassenbildung. Als Tarifmerkmale für den Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit ergeben sich somit die neun Erklärungsvariablen aus Schätzmodell (3).

Das Änderungsrisiko in Bezug auf die Verweildauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit erscheint vergleichsweise gering zu sein. So weichen die Schätzergebnisse für den Beobachtungszeitraum 1997–2000 nur geringfügig von denen für den Zeitraum 2001–2004 ab (Tabelle 7.8). Nennenswerte Unterschiede ergeben sich lediglich in der regionalen Betrachtung. In Schleswig-Holstein beispielsweise zeigt sich für 1997–2000 eine unter sonst gleichen Umständen geringere, für 2001–2004 jedoch eine höhere Arbeitslosigkeitsdauer im Vergleich zum Referenzland Nordrhein-Westfalen. Weiterhin erweist sich eine frühere Arbeitslosigkeits-erfahrung in den Analysen für 1997–2000 im Gegensatz zur späteren Betrachtung als statistisch signifikante Erklärungsgröße.

Die Out-of-Sample-Prognosegüte für die Schätzungen von 1997–2000 erweist sich als relativ gut (Tabelle 7.9), was eine gewisse Beherrschbarkeit des Änderungsrisikos vermuten lässt. Mit lediglich 115 Beobachtungen ist die Fallzahl jedoch sehr gering. Es ist kaum eine systematische Fehlprognose zu erkennen ( $\alpha$ ,  $U_{\text{Bias}}$ ). Außerdem wird die Variation in den Daten durch die Schätzmodelle vergleichsweise befriedigend abgebildet. Zwar nimmt  $U_{\text{Var}}$  verhältnismäßig hohe Werte an. Jedoch ist die Nullhypothese, dass  $\beta$  gleich Eins ist, nicht abzulehnen. Wiederum kommen die drei Modelle zu sehr ähnlichen Ergebnissen, was die Festlegung auf Modellvariante (3) vertretbar erscheinen lässt.

Tabelle 7.8: Logit-Schätzungen zum Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 1997–2000 (Odds-Ratios, z-Werte in Klammern)

Exogene Variablen	Modell (0)	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)	Modell (4)
Monat 1–3	0,311 (-1,34)	0,107*** (5,23)	0,054*** (-21,83)	0,055*** (-21,65)	0,105*** (-4,80)
Monat 4–6	0,306 (-1,32)	0,092*** (-5,44)	0,046*** (-19,62)	0,046*** (-19,50)	0,091*** (-5,03)
Monat 7–9	0,174* (-1,92)	0,084*** (-5,54)	0,042*** (-19,01)	0,041*** (-19,01)	0,084*** (-5,08)
Monat 10–12	3,089 (1,28)	0,730 (-0,73)	0,354*** (-11,09)	0,353*** (-11,03)	0,743 (-0,63)
leistungsb. Arbeitslosigkeit 1993–1996 (1 = ja)	3,609*** (4,75)				
Geschlecht (1 = weiblich)	0,863 (-0,59)	0,865 (-1,27)			0,863 (-1,12)
Alter 15–29 (1 = ja)	3,078*** (2,67)	3,040*** (5,91)	3,151*** (8,06)	3,158*** (8,05)	3,106*** (5,39)
Alter 30–44 (1 = ja), Referenz: Alter 45–60	1,719** (1,99)	1,917*** (4,37)	2,070*** (6,66)	2,102*** (6,83)	1,944*** (3,98)
Ausländer (1 = ja)	0,255*** (-3,25)	0,495*** (-3,46)	0,576*** (-4,14)	0,568*** (-4,26)	0,490*** (-3,06)
Gemeindegrößenklasse > 100.000 (1 = ja)	0,697* (-1,86)	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>
verheiratet (1 = ja)	1,079 (0,31)	1,037 (0,27)			1,038 (0,25)
Kinder unter 16 Jahren (1 = ja)	0,591** (-2,19)	0,871 (-1,01)			0,871 (-0,97)
Studium (1 = ja)	0,829 (-0,62)	1,154 (1,05)			1,152 (0,82)
keine Ausbildung (1 = ja), Referenz: Lehre	1,067 (0,20)	0,933 (-0,47)			0,928 (-0,44)
Facharbeiter, Meister (1 = ja)	1,397 (1,26)	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>

Fortsetzung

Exogene Variablen	Modell (0)	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)	Modell (4)
Arbeiter (1 = ja), Referenz: Angestellter	1,586 (1,55)	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>
saisonabhängige Beschäftigung (1 = ja)	0,793 (–0,79)	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>
Wohneigentümer (1 = ja)	0,604*** (–2,66)	0,956 (–0,42)			0,954 (–0,36)
Vermögen (1 = ja)	1,191 (0,81)	1,206* (1,65)	1,207* (1,76)	1,219* (1,85)	1,213 (1,39)
durchschnittliches Arbeitseinkommen < 2.000 € (1 = ja)	0,894 (–0,53)	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>
Betriebsgröße > 200 (1 = ja)	0,664* (–1,86)	0,883 (–1,11)			0,880 (–0,97)
Betriebszugehörigkeitsdauer > 10 Jahre (1 = ja)	1,619** (2,39)	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>
teilzeit-, befristet beschäftigt (1 = ja)	1,747 (1,52)	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>	– <sup>2</sup>
körperliche Behinderung (1 = ja)	0,796 (–1,06)	0,927 (–0,62)			0,925 (–0,55)
Krankenhausaufenthalt 1997–2000 (1 = ja)	1,050 (0,22)				
Arbeitsunfähigkeit 1997–2000 (1 = ja)	0,733 (–1,36)				
Erwerbsbehinderung (1 = ja)	0,431*** (–2,71)	1,083 (0,38)			1,082 (0,29)
subjektiver Gesundheitszustand (1 = gut)	0,624** (–2,34)	0,870 (–1,21)			0,867 (–1,05)
Vater hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	1,303 (0,94)	1,212 (1,34)			1,215 (1,17)
Vater hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Vater hat berufliche Ausbildung	6,397*** (4,24)	1,810*** (2,91)	1,904 ** (3,47)	1,929*** (3,47)	1,824*** (2,73)
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	0,833 (–0,83)	0,791* (–1,93)			0,788* (–1,69)
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Mutter hat berufliche Ausbildung	0,209*** (–3,24)	0,560** (–2,29)	0,562** (–2,49)	0,574** (–2,34)	0,559** (–2,27)
Land- und Forstwirtschaft (1 = ja)	1,906 (1,15)	1,096 (0,26)			1,105 (0,30)
Bergbau, Energie, Wasser (1 = ja)	– <sup>3</sup>	1,110 (0,27)			1,109 (0,19)
Baugewerbe (1 = ja)	1,998** (2,43)	1,549*** (2,92)	1,621*** (3,83)	1,615*** (3,76)	1,565*** (2,61)
Handel und Reparatur (1 = ja)	1,030 (0,10)	1,048 (0,27)			1,053 (0,26)
Verkehr und Nachrichten (1 = ja)	1,176 (0,17)	0,936 (–0,27)			0,934 (–0,21)

## Fortsetzung

Exogene Variablen	Modell (0)	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)	Modell (4)
Banken und Versicherungen (1 = ja)	1,356 (0,54)	0,912 (-0,28)			0,909 (-0,19)
Dienstleistung (1 = ja), Referenz: verarbeitendes Gewerbe	1,035 (0,14)	0,989 (-0,08)			0,991 (-0,06)
Mecklenburg-Vorpommern (1 = ja)	2,408* (1,76)	1,584 (1,61)	1,642** (2,04)		1,591 (1,45)
Sachsen-Anhalt (1 = ja)	0,439** (-2,30)	0,842 (-0,85)			0,838 (-0,70)
Thüringen (1 = ja)	0,552* (-1,66)	1,032 (0,15)			1,033 (0,13)
Sachsen (1 = ja)	0,798 (-0,68)	0,824 (-0,99)			0,820 (-0,84)
Ost- und Westberlin, Brandenburg (1 = ja)	0,649 (-1,52)	0,952 (-0,28)			0,950 (-0,23)
Schleswig-Holstein (1 = ja)	2,223* (1,75)	2,179** (1,98)	2,178** (2,15)	2,128** (2,11)	2,210 (1,63)
Niedersachsen, Hamburg, Bremen (1 = ja)	1,283 (0,67)	1,332 (1,15)			1,344 (1,11)
Hessen (1 = ja)	1,148 (0,32)	1,079 (0,26)			1,084 (0,26)
Rheinland-Pfalz, Saarland (1 = ja)	1,464 (0,66)	0,912 (-0,31)			0,911 (-0,25)
Baden-Württemberg (1 = ja)	0,910 (-0,29)	1,317 (1,28)			1,329 (1,13)
Bayern (1 = ja), Referenz: Nordrhein- Westfalen	0,645 (-0,94)	1,132 (0,50)			1,144 (0,54)
Episodenzahl	1.538	3.350	3.350	3.350	3.350
Fallzahl	224	499	499	499	499
% rechtszensierte Fälle	11,2	9,8	9,8	9,8	9,8
Log-Likelihood	-482	-1.164	-1.171	-1.173	-1.165
Modelltest ( $\chi^2$ )	947***	1.754***	1.660***	1.660***	1.167***
Akaike (AIC)	1.062	2.408	2.368	2.369	2.413
Anzahl erklärender Variablen (potenzielle Tarifmerkmale)	45	36	9	8	36
$\sigma$					0,183
$\Phi [ = \sigma^2/(1+ \sigma^2)]$					0,010 <sup>LR*</sup>

Anmerkungen: Die binäre Variable „Austritt aus leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit 1997–2000“ ist als Abhängige definiert, wobei eine minimale Vorbeschäftigungsdauer von sechs Monaten zugrunde gelegt wird. Wenn nicht ausdrücklich anders bezeichnet, stammen die exogenen Variablen aus dem Jahr 1996. Es werden jeweils ungewichtete Schätzungen ohne Konstante durchgeführt. Da einer Person mehrere Arbeitslosigkeitsepisoden zugeordnet sind, muss die Stata-Option Cluster (Persnr) verwendet werden, weil sonst die Standardfehler nicht korrekt geschätzt werden.  $\sigma^2$  beschreibt die geschätzte Varianz der Heterogenitätskomponente. Angegeben sind die geschätzten Odds-Ratios und in Klammern die zugehörigen z-Werte; \*/\*\*/\*\* bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozentsniveau.

<sup>1</sup> Aufgrund zu geringer Fallzahlen in 1996 werden Angaben aus 1995 verwendet.

<sup>2</sup> Variable wird aufgrund zu geringer Fallzahlen nicht in die Schätzung aufgenommen.

<sup>3</sup> Variable wird aus Gründen der Multikollinearität aus der Schätzung ausgeschlossen.

Quelle: SOEP 1993–2000, eigene Berechnungen.

Tabelle 7.9: Out-of-Sample-Prognosegüte der Logit-Schätzungen zum Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 1997–2000 für den Zeitraum 2001–2004

Prognosegütemaß	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)
mittlerer Fehler	1,251	1,181	1,152
mittlerer quadratischer Fehler	20,051	20,038	19,869
mittlerer absoluter Fehler	3,958	3,950	3,945
$\hat{Y}_i = \alpha + \beta \hat{Y}_i + \varepsilon_i$	3,96+0,53 $\hat{Y}$	4,12+0,50 $\hat{Y}$	3,87+0,54 $\hat{Y}$
R <sup>2</sup>	0,026	0,020	0,022
H <sub>0</sub> : α = 0	t = 2,24**	t = 2,11**	t = 1,88*
H <sub>0</sub> : β = 1	F(1, 113) = 2,59	F(1, 113) = 2,51	F(1, 113) = 1,93
H <sub>0</sub> : β = 1 und α = 0	F(2, 113) = 5,61***	F(2, 113) = 5,04***	F(2, 113) = 4,52**
Theil's Ungleichheitsmaß (U)	0,310	0,309	0,307
U <sub>Bias</sub>	0,068	0,062	0,059
U <sub>Var</sub>	0,463	0,483	0,506
U <sub>Cov</sub>	0,469	0,445	0,435
Fallzahl (vollendete Episoden)	115		
Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Berechnungen.			

## 7.2 Tarifmerkmale für den Eintritt und Verbleib in Rente

Es wird immer wieder bezweifelt, dass eine Prognose der individuellen Lebenserwartung ausreichend treffsicher ist (Börsch-Supan 2004b: 4; Henderson und Keiding 2005). Grundlage dieser Einschätzung ist der vergleichsweise lange Prognosehorizont und damit das beträchtliche potenzielle Änderungsrisiko. Im Kontext der Rentenversicherung muss eine Prognose der individuellen Lebensdauer lediglich insofern treffsicher sein, als sie eine solide Definition von Tarifklassen ermöglicht, bei deren Anwendung der einzelne Versicherungsnehmer keine Fehlzuweisung spürt. Sonst kann es zu einer Selektion der Risiken kommen. Die Einteilung der Tarifklassen und damit die differenzielle Sterblichkeit müssen folglich über die Zeit näherungsweise konstant sein. Nur sofern es diesbezüglich zu hinreichend großen Änderungen kommt, ist eine Prämiendifferenzierung abzulehnen. Das durchschnittliche Änderungsrisiko (z. B. steigende Lebenserwartung, ökonomische Entwicklung) betrifft die gegenwärtige Praxis der Einheitstarifierung in gleichem Maße und ist insofern nicht als besonderes Hindernis einer risikogerechten Prämienkalkulation anzusehen.

Aufgrund der beschränkten Datenlage liegen bislang kaum Studien über die zeitliche Entwicklung der differenziellen Sterblichkeit vor. Für Großbritannien untersuchen Richards und Jones (2004: 30 ff.) diesen Sachverhalt anhand von Bil-

dungsvariablen im Zeitraum 1972–1999. Für Männer zeigen sich hierbei geringe Unterschiede in der Entwicklung der Lebenserwartung. Bei Frauen gibt es in den mittleren sozialen Schichten einige Verschiebungen, die Ränder der Verteilung entwickeln sich jedoch ebenfalls relativ synchron. Luy (2006) stellt basierend auf Daten des Statistischen Bundesamts fest, dass sich die geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede über die Zeit (1950–2000) nicht vollkommen parallel entwickelt haben. So betrug der Unterschied in der durchschnittlichen Lebenserwartung bei Geburt zwischen Frauen und Männern um 1950 etwa vier Jahre, um 1980 etwa sieben Jahre und um 2000 näherungsweise sechs Jahre. Seit 1970 entwickeln sich die zeitlichen Profile nahezu identisch mit leicht angleichender Tendenz.<sup>228</sup> Himmelreicher et al. (2008: 279) können auf Basis von Daten der gesetzlichen Rentenversicherung zeigen, dass innerhalb eines Fünfjahreszeitraumes (1999–2003) keine Annäherung in Bezug auf die Lebenserwartung unterschiedlicher sozioökonomischer Gruppen festgestellt werden kann.

Es lassen sich keine abschließenden Aussagen über Existenz und Ausmaß des Änderungsrisikos einer risikogerechten Rentenversicherung treffen. Im weiteren Verlauf wird deshalb eine hinreichende Robustheit der Tarifiklassifizierung angenommen. Allerdings offenbart sich in diesem Zusammenhang eine strukturelle Schwäche des vorgeschlagenen Systems. So steht die Bedingung einer über die Zeit konstanten differenziellen Sterblichkeit den gesellschaftlichen Bestrebungen entgegen, diese Unterschiede abzubauen. Eine in diesem Sinne erfolgreiche Politik würde eine Prämiendifferenzierung in der Rentenversicherung erschweren und somit den beschriebenen Refinanzierungseffekt bei der Arbeitslosenversicherung egalisieren.

In Kapitel 5.2 wurden zahlreiche Risikomerkmale für den Eintritt und Verbleib in Rente identifiziert. Wie bereits ausgeführt, werden in den nachfolgenden Analysen in erster Linie zeitunveränderliche Variablen eingesetzt. So ist bei zeitveränderlichen Größen, wie Familienstand, Wohnort oder Beruf, eine eindeutige Beziehung zwischen Risikomerkmalsausprägung und Lebenserwartung nur schwer bestimmbar. Neben dem in dieser Arbeit praktizierten Ausschluss zeitveränderlicher Tarifmerkmale stehen in diesem Zusammenhang grundsätzlich zwei weitere Alternativen zur Auswahl. Zum einen kann bei Änderung von Merkmalsausprägungen eine Prämienanpassung vorgenommen werden.<sup>229</sup> Aufgrund des vergleichsweise langen Prognosehorizontes bei der Bestimmung der Lebenserwartung kann diese jedoch

228 Aufgrund der Angleichung geschlechtsspezifischer Lebens- und Arbeitsumstände geht Luy (2006: 8) davon aus, dass sich dieser Trend in der Zukunft fortsetzen wird.

229 Im Zusammenhang mit der Arbeitslosenversicherung wird dieses auch in anderen Schadenversicherungen (z. B. Kfz) praktizierte Vorgehen gewählt.

sehr große Ausmaße annehmen.<sup>230</sup> Andererseits kann die Änderung von Merkmalsausprägungen, ähnlich wie ein Berufswechsel in der Berufsunfähigkeitsversicherung, auch mitversichert sein. Sofern sich diese Praxis allerdings auf zahlreiche Tarifmerkmale bezieht, wird dadurch die Prämiendifferenzierung aufgeweicht mit der Folge einer möglichen Risikoselektion.

Als einzige zeitveränderliche Größen gehen in die nachfolgenden Schätzungen die Rentenhöhe, die Arbeitslosigkeitserfahrung sowie der Gesundheitszustand ein. Für die beiden Erstgenannten ist die Feststellung des Zusammenhangs mit der Lebenserwartung unproblematisch, da die beiden Variablen nach Renteneintritt per Definition konstant sind. Eine Änderung des Gesundheitszustandes, die nicht durch die alleinige Alterung der Person hervorgerufen ist, wird durch den Versicherungsvertrag gedeckt und ist insofern mitversichert.<sup>231</sup> Da der Gesundheitszustand altersstandardisiert wird (vgl. Kapitel 6.5.2.2), ist eine direkte Übertragung der Schätzergebnisse auf jüngere Geburtsjahrgänge möglich. Für die Arbeitslosigkeitserfahrung und Rentenhöhe gilt dies nur relativ. Nicht die Anzahl von Arbeitslosigkeitsepisoden bzw. die Höhe der Rentenzahlung sind relevant, sondern die daraus abgeleiteten relativen Maße (Arbeitslosigkeitsrisiko bzw. finanzielle Ausstattung). Aufgrund der Operationalisierung aller Erklärungsgrößen in Form von Dummyvariablen wird diese Interpretation erleichtert.

Tabelle 7.10 gibt einen Überblick über die in die Schätzungen zu Renteneintritt und -verbleib aufgenommenen Variablen. Neben Kontrollgrößen, wie Geschlecht, Nationalität, Ort der Kindheit und Familienstruktur (Geschwister), sind Erklärungsvariablen zur sozioökonomischen Stellung einer Person aufgeführt. In die Schätzungen zum Renteneintritt gehen weniger Erklärungsgrößen ein als in die Verweildaueranalysen. Grund hierfür sind mögliche Selektionseffekte in Bezug auf einen Tod vor Renteneintritt. So haben Personen, die vor dem 65. Lebensjahr gestorben sind, im Vergleich zu Personen, die das 65. Lebensjahr erreicht haben, systematisch weniger Kinder sowie Arbeitslosigkeitserfahrung, da sie bis zu ihrem Tod weniger Zeit zur Verfügung hatten. Demnach werden beide Variablen in den Schätzungen zum Renteneintritt nicht berücksichtigt. Die Rentenhöhe schließt sich hierbei per Definition aus.<sup>232</sup>

230 Sofern ein Versicherungsnehmer ab seinem 20. Lebensjahr in einer Tarifklasse mit geringem Langlebigkeitsrisiko eingestuft ist und im 60. Lebensjahr in eine Tarifklasse mit hohem Langlebigkeitsrisiko wechselt, sind die notwendigen Prämiennachzahlungen (-anpassungen) aufgrund der Zins- und Zinseszinsseffekte beträchtlich.

231 Dies ist die gängige Praxis in allen privaten Kranken- und Lebensversicherungsprodukten mit Gesundheitsprüfung.

232 Wie bereits in Kapitel 6.5.2.2 ausgeführt, wird das Einkommen nicht in die Schätzungen aufgenommen, da dies zum einen die Fallzahlen extrem einschränkt und zum anderen die Einkommensangaben teilweise unplausibel sind. Nicht zu verwechseln ist dies mit dem Arbeitseinkommen, welches in die Schätzungen zur Arbeitslosigkeit eingeht. So liegen für viele der über 65-Jährigen keine Angaben zum Arbeitseinkommen vor.

Tabelle 7.10: Beschreibung der Variablen zu Schätzungen der Langlebigkeit  
(nur 0-1-kodierte Variablen, Mittelwerte in ungewichteter Form)

Variablenname (zu erw. Wirkungszusammenhang mit Renteneintritts-/verbleibsrisiko)	Erklärung und Operationalisierung Variable, die den Wert Eins annimmt, wenn eine Person ...	SOEP- Variablen- name	Mittelwert
Rentenbezug (1 = ja) ( <i>endogen</i> )	... nicht vor dem Rentenalter (65 Jahre) verstorben ist (im Jahr 2004).	eigenständig generiert	0,93
Geschlecht (1 = weiblich) (+/+)	... weiblich ist.	sex	0,50
schlechter subjektiver Gesundheitszustand (1 = ja) (-/-)	... zum Zeitpunkt seiner ersten Befragung einen altersstandardisierten, subjektiven Gesundheitszustand von maximal fünf aufweist.	ap0301, bp0101- gp0101, zp5501, hp1001, ip9801, jp0101- sp0101	0,36
guter subjektiver Gesundheitszustand (1 = ja) (+/+), Referenz: mittlerer subjektiver Gesundheitszustand	... zum Zeitpunkt seiner ersten Befragung einen altersstandardisierten, subjektiven Gesundheitszustand von mindestens zehn aufweist.		0,38
niedriges Arbeitsloskeitsrisiko (1 = ja) (/+)	... keine Arbeitslosigkeitserfahrung seit dem 15. Lebensjahr bis zum Renteneintritt aufweist.	eigenständig generiert	0,75
hohes Arbeitsloskeitsrisiko (1 = ja) (-/-), Referenz: mittleres Arbeitsloskeitsrisiko	... mehr als eine Arbeitslosigkeitserfahrung seit dem 15. Lebensjahr bis zum Renteneintritt aufweist.		0,06
schlechte finanzielle Ausstattung (1 = ja) (-/-)	... eine durchschnittliche, trendbereinigte Rentenhöhe im individuellen Betrachtungszeitraum aufweist, die im unteren Drittel der Verteilung liegt.	†p2d03	0,3
gute finanzielle Ausstattung (1 = ja) (/+), Referenz: mittlere finanzielle Ausstattung	... eine durchschnittliche, trendbereinigte Rentenhöhe im individuellen Betrachtungszeitraum aufweist, die im oberen Drittel der Verteilung liegt.		0,37
Studium (1 = ja) (+/+)	... einen Hoch- oder Fachhochschulabschluss besitzt.	casminh†	0,16
keine Ausbildung (1 = ja) (-/-), Referenz: Lehre	... keinen beruflichen Abschluss besitzt.		0,28
auf dem Lande aufgewachsen (1 = ja) (+/+)	... auf dem Lande aufgewachsen ist.	ortkindh	0,44
Vater hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja) (-/-)	... einen Vater ohne beruflichen Bildungsabschluss hat.	vbbil	0,32
Vater hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja) (+/+), Referenz: Vater hat berufliche Ausbildung	... einen Vater mit Hoch- oder Fachhochschulabschluss hat.		0,06
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja) (-/-)	... eine Mutter ohne beruflichen Bildungsabschluss hat.	mbbil	0,73
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja) (+/+), Referenz: Mutter hat berufliche Ausbildung	... mit Hoch- oder Fachhochschulabschluss hat.		0,01



Fortsetzung

Variablenname (zu erw. Wirkungszusammenhang mit Renteneintritts-/verbleibsrisiko)	Erklärung und Operationalisierung Variable, die den Wert Eins annimmt, wenn eine Person ...	SOEP- Variablen- name	Mittelwert
Kinder (1=ja) (+/+)	... Kinder hat.	hp1310, hp1314, mp09e01, mp09f01, rp107f01, rp107e01	0,81
Geschwister (1 = ja) (+/+)	... Geschwister hat.	hp1319, hp1323, mp09g02, mp09h02, rp107g02, rp107h02, tp13702, tp13703	0,75
Ausländer (1 = ja) (-/-)	... Ausländer ist.	nation#	0,09
Fallzahl			5.675
Variablenname	Fallzahl	Std.-abw.	Mittelwert
Verweildauer in Rente <sup>1</sup> , vollendete Episoden	659	5,40	10,00
<sup>1</sup> Die Verweildauer in Rente ist auf 35 Jahre zensiert. + Platzhalter für Wellenkennzeichen (a-u). # Platzhalter für Welle (84–04). Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Berechnungen.			

In Anlehnung an die Praxis der Berufsunfähigkeitsversicherung können bei der Bestimmung des Renteneintrittsrisikos Berufsinformationen herangezogen werden. Da dies im Zusammenhang mit der differenziellen Sterblichkeit nach sozio-ökonomischen Gruppen eine untergeordnete Rolle spielt und die Komplexität der Tarifklassenbildung stark erhöht, wird in der vorliegenden Arbeit darauf verzichtet. Die entsprechenden Schätzergebnisse ließen sich dadurch jedoch mit hoher Wahrscheinlichkeit präzisieren.

Die mittlere Verweildauer in Rente für vollendete Leben liegt mit zehn Jahren (9,2 Jahre bei Männern und 11,2 Jahre bei Frauen) deutlich unter den entsprechenden Angaben des Verbandes Deutscher Rentenversicherungsträger (2004). Bei Frauen werden hierfür 16,2 Jahre, bei Männern 10,6 Jahre angegeben. Ursächlich für diese Unterschätzung ist die Beschränkung auf vollendete Leben. So deuten die nachfolgenden Verweildauernanalysen, in die auch nicht vollendete Leben eingehen, eher auf eine Überschätzung der Lebenserwartung durch das SOEP hin.

### 7.2.1 Tarifmerkmale für das Renteneintrittsrisiko

Tabelle 7.11 weist die Logit-Schätzergebnisse zum Renteneintritt aus. Die Interpretation bezieht sich wiederum auf signifikante und nicht signifikante Zusammenhänge, da in die Prognose gegebenenfalls auch nicht signifikante Erklärungsgrößen eingehen.

Grundsätzlich zeigen die drei Modellvarianten eine große Übereinstimmung, was auf vergleichsweise robuste Schätzungen hindeutet. Des Weiteren sind die Ergebnisse größtenteils plausibel. So weisen Frauen im Vergleich zu Männern ceteris paribus eine etwa doppelt so hohe Chance auf, das Rentenalter zu erreichen. Personen mit schlechtem subjektivem Gesundheitszustand (altersstandardisiert) haben unter sonst gleichen Bedingungen eine um 26 Prozent geringere Renteneintrittschance als Personen mit mittlerem Gesundheitszustand. Ein guter Gesundheitszustand erhöht dagegen die Wahrscheinlichkeit des Renteneintritts um den Faktor 1,4. Weniger eindeutig sind die Ergebnisse bezüglich des Bildungsstands. Im Vergleich zu einer Lehre erhöht ein Studium die Renteneintrittswahrscheinlichkeit ceteris paribus um circa 30 Prozent.

Tabelle 7.11: Logit-Schätzungen zum Renteneintritt (Odds-Ratios, z-Werte in Klammern)

Exogene Variablen	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)
Geschlecht (1 = weiblich)	2,024*** (5,87)	2,047*** (6,30)	2,013*** (6,27)
Schlechter subjektiver Gesundheitszustand (1 = ja)	0,736** (-2,34)	0,738** (-2,32)	0,734** (-2,36)
guter subjektiver Gesundheitszustand (1 = ja), Referenz: mittlerer subjektiver Gesundheitszustand	1,424** (2,42)	1,409** (2,35)	1,412** (2,37)
Studium (1 = ja)	1,386** (1,96)	1,275 (1,57)	
keine Ausbildung (1 = ja), Referenz: Lehre	1,108 (0,67)		
auf dem Lande aufgewachsen (1 = ja)	1,175 (1,37)		
Vater hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	0,883 (-0,86)		
Vater hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Vater hat berufliche Ausbildung	0,774 (-1,02)		
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	1,562*** (3,49)	1,598*** (4,01)	1,486*** (3,51)
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Mutter hat berufliche Ausbildung	0,822 (-0,41)		
Geschwister (1 = ja)	1,296** (2,20)	1,305** (2,27)	1,310** (2,31)
Ausländer (1 = ja)	0,779 (-1,20)	0,752 (-1,60)	
Fallzahl	5.675	5.675	5.675
Anzahl Todesfälle	381	381	381
Log-Likelihood	-1.351	-1.354	-1.356
Modelltest (chi <sup>2</sup> )	88,63***	84,93***	81,00***
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,033	0,031	0,029
Akaike (AIC)	2.729	2.724	2.725
Anzahl erklärender Variablen (potenzielle Tarifmerkmale)	12	7	5

Anmerkungen: Die binäre Variable „Renteneintritt“ ist als Abhängige definiert. Sie nimmt den Wert Eins an, wenn eine Person das Rentenalter (65 Jahre oder älter) erreicht hat und nimmt den Wert Null an, wenn die Person vor dem 65. Lebensjahr verstorben ist. Es werden jeweils heteroskedastie-konsistente, ungewichtete Schätzungen ohne Konstante ausgewiesen. Angegeben sind die geschätzten Odds-Ratios und in Klammern die zugehörigen z-Werte; \*\*/\*\*\*\*\* bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozentsniveau.

Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Berechnungen.

In Bezug auf die Bildung der Eltern zeigen sich sehr differenzierte Ergebnisse. Sofern die Mutter keine berufliche Ausbildung vorzuweisen hat, liegt die Wahrscheinlichkeit, das 65. Lebensjahr zu erreichen, *ceteris paribus* um etwa 50 Prozent höher als bei einer Mutter mit beruflicher Ausbildung. Ein Studium der Mutter steht in nicht signifikantem negativem Zusammenhang mit dem Renteneintritt. Die Koeffizienten für die väterlichen Bildungsvariablen sind ebenfalls nicht signifikant von Null verschieden. Abgesehen davon korrespondiert eine berufliche Ausbildung des Vaters unter sonst gleichen Umständen mit einer höheren Renteneintrittswahrscheinlichkeit. Im Vergleich zu Einzelkindern haben Personen mit Geschwistern eine um 30 Prozent höhere Wahrscheinlichkeit, das Rentenalter zu erreichen. Ausländer dagegen sterben *ceteris paribus* häufiger vor dem 65. Lebensjahr, wobei dieses Ergebnis statistisch nicht signifikant ist. Im Ergebnis kann festgehalten werden, dass sozioökonomische Unterschiede (ausgedrückt durch den Gesundheitszustand und Bildung) im Rentenzugang bestehen, wenngleich diese vergleichsweise gering ausfallen.

Tabelle 7.12: Prognosegüte der Logit-Schätzungen zum Renteneintritt

Prognosegütemaße	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)
Within-Sample-Prognose			
McFadden's R <sup>2</sup>	0,033	0,031	0,029
Fehlerrate (FR)	0,097	0,152	0,152
R <sup>2</sup> <sub>p</sub>	-0,448	-1,269	-1,269
R <sup>2</sup> <sub>BL</sub>	0,877	0,877	0,877
Cramer's λ	0,017	0,016	0,015
Fallzahl	5.675		
Out-of-Sample-Prognose			
Fehlerrate (FR)	0,122	0,130	0,146
R <sup>2</sup> <sub>p</sub>	-0,743	-0,857	-1,086
R <sup>2</sup> <sub>BL</sub>	0,877	0,877	0,877
Cramer's λ	0,000	0,014	0,013
Fallzahl Trainingsdatensatz	2.838		
Fallzahl Testdatensatz	2.837		
Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Berechnungen.			

Tabelle 7.12 macht deutlich, dass die Prognosegüte für alle drei Modelle aufgrund der starken Unausgeglichenheit der Stichprobe – lediglich sieben Prozent der Beobachtungen weisen eine Null auf – relativ gering ausfällt. Obwohl die Schwellenwerte zur Normierung der vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten ( $k$ ) auf die Mitte des

Wertebereiches der jeweils geschätzten Wahrscheinlichkeiten festgelegt werden,<sup>233</sup> zeigt die naive Prognose jeweils eine geringere Fehlerrate ( $< 0$ ). Eine Aussage über die absolute Prognose-tauglichkeit der Modelle ist aufgrund der Stichprobenverteilung damit nur sehr eingeschränkt möglich.

Zwischen den Modellvarianten bestehen vergleichsweise geringfügige Unterschiede in Bezug auf die Prognosegüte, was die hohe Übereinstimmung in den Schätzergebnissen unterstreicht. Die Wahrscheinlichkeit für eine richtige Prognose ( $\hat{p}$ ) liegt für alle Modelle bei knapp 88 Prozent und auch in Bezug auf die korrigierte Trefferwahrscheinlichkeit (Cramer's  $\lambda$ ) zeigen sich nur leichte Unterschiede. Bei exakter Betrachtung erweist sich Schätzmodell (1) als überlegen. Um die Komplexität des Versicherungstarifs zu beschränken und da die Unterschiede in der Prognosegüte zwischen den Schätzmodellen gering sind, wird Modell (3) zur Berechnung der Versicherungsprämien in Kapitel 7.3 herangezogen. Somit werden die fünf erklärenden Variablen aus Schätzmodell (3) zur Tarifklassenbildung des Renteneintritts herangezogen.

## 7.2.2 Tarifmerkmale für das Rentenverbleibsrisiko

Um die Repräsentativität der Schätzergebnisse beurteilen zu können, werden die auf Basis des SOEP ermittelten jährlichen Sterbewahrscheinlichkeiten den gängigen Sterbetafeln gegenübergestellt.<sup>234</sup> Die Abbildungen 7.4 und 7.5 zeigen geschlechtsspezifische jährliche Sterbewahrscheinlichkeiten nach dem 65. Lebensjahr. Die amtliche Sterbetafel ist hierbei zu unterscheiden von den in der Versicherungspraxis eingesetzten Sterbetafeln DAV 2004R – Selektionstafel 2. Ordnung (in der Lebensversicherung) und PKV-St 2008 (in der privaten Krankenversicherung). Es wird deutlich, dass Letztere die Sterbewahrscheinlichkeiten vergleichsweise gering einschätzen, was zu relativ hohen Lebenserwartungen führt. Dieses Vorgehen lässt sich als Grundlage einer vorsichtigen Kalkulation in der privaten Versicherungswirtschaft interpretieren.

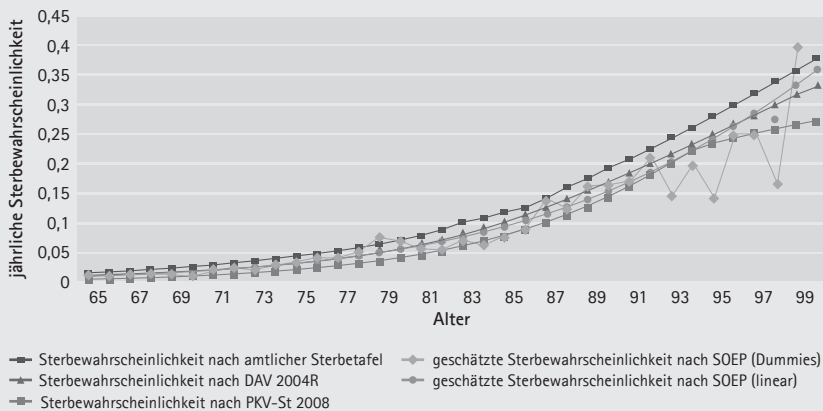
Insgesamt bilden die Daten des SOEP den Sterbeprozess in Deutschland vergleichsweise gut ab. So bewegen sich die geschätzten Sterbewahrscheinlichkeiten nahezu vollständig zwischen den Angaben der amtlichen Statistik und der PKV-Sterbetafel. Die lineare Anpassung der SOEP-Sterbetafel verläuft darüber hinaus fast deckungsgleich mit der DAV 2004R. Lediglich für hohe Lebensalter zeigt das SOEP eine Überschätzung der jährlichen Sterbewahrscheinlichkeiten. Dies ist al-

233 In Bezug auf die Within-Sample-Prognose ergeben sich damit für die Modelle (1) bzw. (2) bzw. (3) Schwellenwerte von 0,867 bzw. 0,896 bzw. 0,900. Bei der Out-of-Sample-Prognose liegen die entsprechenden Werte für  $k$  bei 0,878 bzw. 0,888 bzw. 0,893.

234 Da die in der Praxis eingesetzten Sterbetafeln lediglich nach Geschlecht unterscheiden (zweidimensionale Sterbetafel), werden die aus dem SOEP ermittelten jährlichen Sterbewahrscheinlichkeiten ebenfalls nur nach dem Geschlecht differenziert. Diese Basissterbewahrscheinlichkeiten sind im Vergleich zu denen aus Schätzmodell (1) leicht nach unten verzerrt.

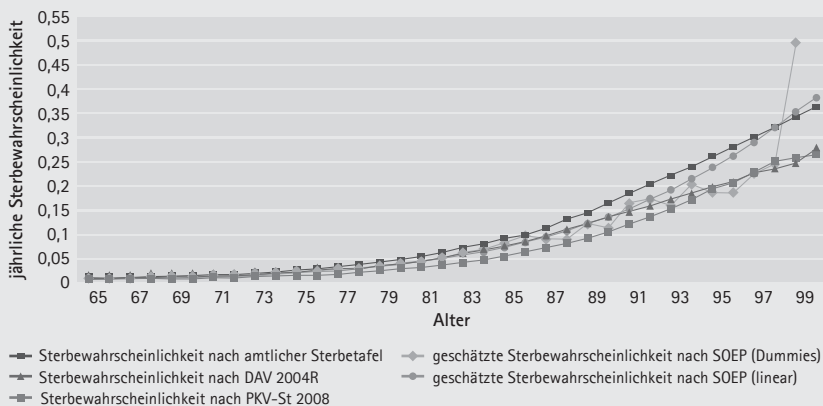
lerdings auf die mit dem Alter stark sinkenden Fallzahlen zurückzuführen (Abbildungen 7.6 und 7.7). Im Vergleich zur amtlichen Statistik zeigen die SOEP-basierenden Schätzungen eine Unterschätzung, was mit den Ergebnissen anderer Studien konform geht (Schnell und Trappmann 2006). Demnach wird die Lebenserwartung auf Basis des SOEP tendenziell überschätzt, was im Kontext der Rentenversicherung zu einer konservativen Abschätzung der Versicherungsprämien führt.

Abbildung 7.4: Jährliche Sterbewahrscheinlichkeit nach dem 65. Lebensjahr nach verschiedenen Sterbetafeln (Männer)



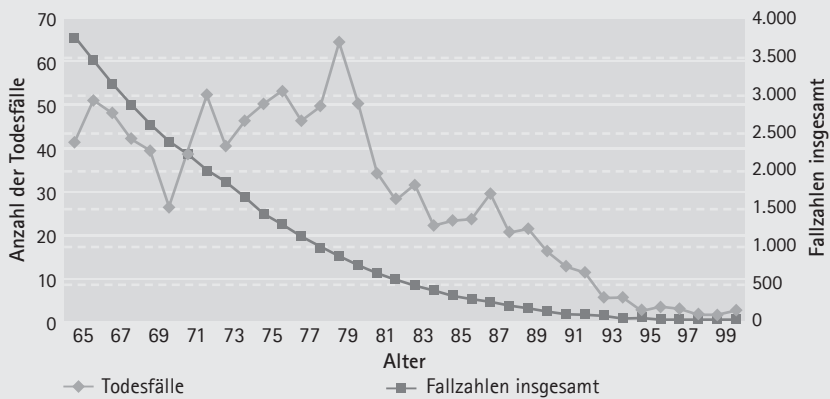
Quelle: Bundesamt für Finanzdienstleistungsaufsicht (2007), Deutsche Aktuarvereinigung (2007), Statistisches Bundesamt (2006), SOEP 1984–2004, eigene Darstellung.

Abbildung 7.5: Jährliche Sterbewahrscheinlichkeit nach dem 65. Lebensjahr nach verschiedenen Sterbetafeln (Frauen)



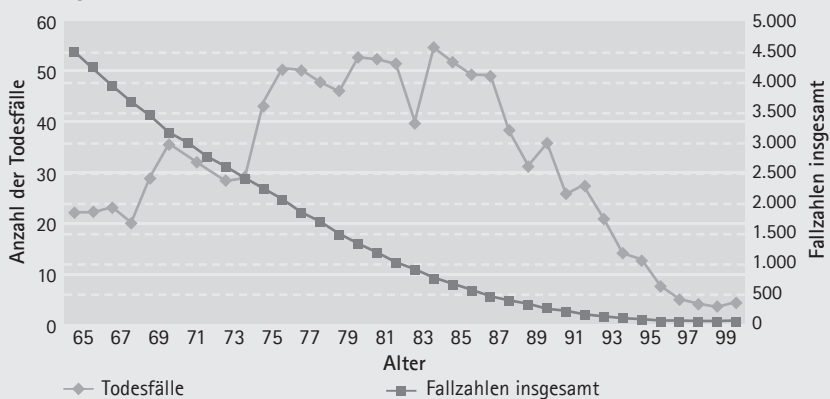
Quelle: Bundesamt für Finanzdienstleistungsaufsicht (2007), Deutsche Aktuarvereinigung (2007), Statistisches Bundesamt (2006), SOEP 1984–2004, eigene Darstellung.

Abbildung 7.6: Fallzahlen und Todesfälle im SOEP (Männer)



Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Darstellung.

Abbildung 7.7: Fallzahlen und Todesfälle im SOEP (Frauen)

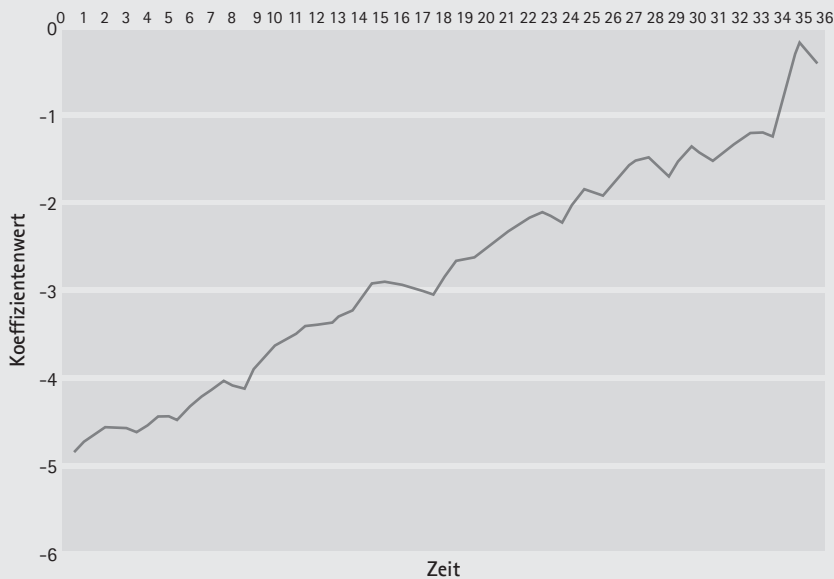


Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Darstellung.

Die Anpassung der SOEP-Sterbetafel mittels Jahresdummyvariablen erweist sich, insbesondere für Lebensalter größer 92 Jahre, als vergleichsweise volatil, was ebenfalls auf die mit dem Alter stark sinkenden Fallzahlen zurückzuführen ist. Wie Abbildung 7.8 verdeutlicht, stellt eine lineare Modellierung des Sterbeprozesses eine gute Approximation dar. So zeichnen die Jahresdummykoeffizientenwerte bei isolierter Schätzung einen nahezu linearen Verlauf.<sup>235</sup> Um die fallzahlenbedingten zufälligen Schwankungen zu glätten, wird in den Schätzungen zum Rentenverbleib deshalb ein linearer Verlauf der Basisabgangsrate angenommen.

<sup>235</sup> Singer und Willett (1993: 178) schlagen vor, den Verlauf der Basisabgangsrate in einer isolierten Schätzung ausschließlich mit Zeitdummyvariablen zu ermitteln.

Abbildung 7.8: Koeffizientenschätzungen der Jahresdummies im SOEP



Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Darstellung.

Die Schätzergebnisse der diskreten Verweildaueranalyse zum Verbleib in Rente sind der nachfolgenden Tabelle 7.13 zu entnehmen. Im Vergleich zum Renteneintritt gehen als zusätzliche erklärende Größen das Arbeitslosigkeitsrisiko, die finanzielle Ausstattung sowie Kinder in die Schätzungen ein. Eine getrennte Analyse von Eintritt und Verbleib in Rente scheint insofern gerechtfertigt, als die gemeinsamen exogenen Variablen mit sehr unterschiedlichen Koeffizienten zur Erklärung des jeweiligen Sachverhalts beitragen.

Um für unbeobachtete Heterogenität zu kontrollieren, beinhaltet Schätzmodell (4) eine normalverteilte Heterogenitätskomponente. Die Ergebnisse unterscheiden sich jedoch kaum von den Modellen ohne Heterogenitätskomponente.<sup>236</sup> Außerdem kann die Nullhypothese, dass keine unbeobachtete Heterogenität vorliegt ( $\Phi = 0$ ), mittels eines Likelihood-Ratio-Tests nicht verworfen werden. Modell (4) dient somit ausschließlich als Kontrollschätzung und wird nicht weiter thematisiert.

<sup>236</sup> Die Schätzungen mit gammaverteilter Heterogenitätskomponente auf Basis des von Jenkins verfassten Stata-Ado-Files „pgmhaz8“ konvergieren nicht. Deshalb wird die Heterogenität als normalverteilt angenommen (Jenkins 2005: 84).

Tabelle 7.13: Logit-Schätzungen zum Verbleib in Rente (Odds-Ratios, z-Werte in Klammern)

Exogene Variablen	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)	Modell (4)
Zeit (t)	1,161*** (19,44)	1,161*** (19,51)	1,161*** (19,60)	1,171*** (16,09)
Geschlecht (1 = weiblich)	0,445*** (-7,43)	0,461*** (-8,99)	0,458*** (-9,06)	0,427*** (-7,06)
schlechter subjektiver Gesundheitszustand (1 = ja)	1,657*** (5,10)	1,753*** (6,91)	1,764*** (7,00)	1,709*** (5,08)
guter subjektiver Gesundheitszustand (1 = ja), Referenz: mittlerer subjektiver Gesundheitszustand	0,905 (-0,92)			0,905 (-0,88)
geringes Arbeitslosigkeitsrisiko (1 = ja)	1,031 (0,27)			0,954 (-0,41)
hohes Arbeitslosigkeitsrisiko Referenz: mittleres Arbeitslosigkeitsrisiko	1,910*** (3,33)	1,929*** (3,46)	1,953*** (3,54)	1,908*** (3,03)
schlechte finanzielle Ausstattung (1 = ja)	0,964 (-0,32)			0,955 (-0,38)
gute finanzielle Ausstattung (1 = ja), Referenz: mittlere finanzielle Ausstattung	0,900 (-0,98)			0,893 (-1,03)
Studium (1 = ja)	0,903 (-0,70)			0,905 (-0,69)
keine Ausbildung (1 = ja), Referenz: Lehre	1,192* (1,76)	1,242** (2,32)	1,272*** (2,58)	1,209* (1,81)
auf dem Lande aufgewachsen (1 = ja)	1,045 (0,51)			1,044 (0,48)
Vater hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	1,015 (0,15)			1,022 (0,22)
Vater hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Vater hat berufliche Ausbildung	0,850 (-0,73)			0,834 (-0,74)
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	1,165 (1,42)	1,188* (1,71)		1,172 (1,42)
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Mutter hat berufliche Ausbildung	1,901 (1,25)			1,954 (1,21)
Kinder (1 = ja)	0,893 (-1,09)			0,883 (-1,17)
Geschwister (1 = ja)	0,483*** (-8,90)	0,481*** (-9,04)	0,483*** (-8,97)	0,467*** (-8,60)
Ausländer (1 = ja)	1,019 (0,08)			1,000 (-0,00)
Episodenzahl	37.587	37.587	37.587	37.587
Fallzahl	4.402	4.402	4.402	4.402
% rechtszensierte Fälle	85	85	85	85
Anzahl Todesfälle	659	659	659	659
Log-Likelihood	-3.036	-3.039	-3.041	-3.036
Modelltest ( $\chi^2$ )	581***	580***	575***	338***
Akaike (AIC)	6.111	6.095	6.096	6.112
Anzahl erklärender Variablen (potenzielle Tarifmerkmale)	17	6	5	17
$\sigma$				0,484
$\Phi [ = \sigma^2 / (1 + \sigma^2) ]$				0,067 <sup>LR</sup>

Anmerkungen: Die binäre Variable „Tod“ ist als Abhängige definiert. Es werden jeweils ungewichtete Schätzungen ohne Konstante ausgewiesen. Da einer Person mehrere Lebensjahre zugeordnet sind, muss die Stata-Option Cluster (Persnr) verwendet werden, weil ansonsten die Standardfehler nicht korrekt geschätzt werden.  $\sigma^2$  beschreibt die geschätzte Varianz der Heterogenitätskomponente. Angegeben sind die geschätzten Odds-Ratios und in Klammern die zugehörigen z-Werte; \*/\*\*/\*\*\*/ bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozentriveau.

Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Berechnungen.



Zwischen den Modellen (1), (2) und (3) variieren die geschätzten Koeffizienten nur unwesentlich, was als Zeichen für die Robustheit der Schätzungen interpretiert werden kann. Das Odds-Ratio für die Basissterbewahrscheinlichkeit beträgt für alle drei Modelle 1,16. Das heißt, mit jedem zusätzlichen Jahr in Rente steigt die jährliche Sterbewahrscheinlichkeit *ceteris paribus* um 16 Prozent. Frauen haben eine um circa 50 Prozent geringere jährliche Sterbewahrscheinlichkeit als vergleichbare Männer. Ähnliches gilt für Personen mit Geschwistern im Vergleich zu Einzelkindern. Die Tatsache, dass eine Person auf dem Lande aufgewachsen oder Ausländer ist, scheint nicht in Zusammenhang mit der Lebenserwartung nach dem 65. Lebensjahr zu stehen. Betrachtet man lediglich die entsprechenden Koeffizientenschätzungen, so ergibt sich jeweils eine leicht erhöhte Sterbewahrscheinlichkeit.

Alle übrigen Erklärungsgrößen zielen auf die sozioökonomische Stellung einer Person und sind insofern von besonderem Interesse für die vorliegende Arbeit. Erstmals kann gezeigt werden, dass eine direkte Korrelation zwischen Arbeitslosigkeitsrisiko und Lebenserwartung besteht. Demnach haben Personen mit mehr als einer Arbeitslosigkeitsepisode in ihrem Erwerbsleben (hohes Arbeitslosigkeitsrisiko) im Vergleich zu Personen mit genau einer Arbeitslosigkeitsepisode (mittleres Arbeitslosigkeitsrisiko) *ceteris paribus* eine fast verdoppelte jährliche Sterbewahrscheinlichkeit. Ein Unterschied zwischen geringem und mittlerem Arbeitslosigkeitsrisiko ist nicht festzustellen. Verglichen mit einem mittleren Gesundheitszustand korrespondiert ein schlechter Gesundheitszustand unter sonst gleichen Umständen mit einer um den Faktor 1,7 bis 1,8 erhöhten jährlichen Sterbewahrscheinlichkeit. Zwischen mittlerem und gutem Gesundheitszustand besteht allerdings kein statistisch signifikanter Unterschied. In Bezug auf die Bildungsvariablen trägt insbesondere die persönliche Bildung zur Erklärung der Lebenserwartung bei. Die Bildung der Eltern ist kaum erklärungsrelevant. So weist eine Person ohne Ausbildung eine circa 20 Prozent höhere jährliche Sterbewahrscheinlichkeit auf als eine vergleichbare Person mit Lehre. Für ein Studium kann kein statistisch signifikanter Zusammenhang festgestellt werden. In Bezug auf die Rentenhöhe (finanzielle Ausstattung) kann die zugrunde liegende Arbeit die Ergebnisse bisheriger Studien nicht bestätigen. So sind die entsprechenden Variablen in keiner Schätzung statistisch von Null verschieden. Ein Grund für dieses Ergebnis kann in der vergleichsweise hohen Zahl zusätzlicher exogener Variablen liegen. So wird mit der Bildung, dem Gesundheitszustand sowie dem Arbeitslosigkeitsrisiko eine Vielzahl von sozioökonomischen Variablen aufgenommen, wodurch etwaige Selektionseffekte minimiert werden. Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die Lebenserwartung einer Person maßgeblich von deren sozioökonomischer Stellung determiniert wird.<sup>237</sup>

237 Schnell und Trappman (2006) weisen darauf hin, dass die differenzielle Sterblichkeit nach sozioökonomischen Gruppen durch das SOEP noch unterschätzt wird. So ist anzunehmen, dass die Teilnahmewahrscheinlichkeit positiv mit der Bildung korreliert ist.

Um eine Auswahl zwischen den Schätzmodellen (1) bis (3) zu treffen, wird deren Prognosegüte jeweils analysiert. Tabelle 7.14 fasst die entsprechenden Ergebnisse zusammen. Insgesamt ist die Prognosegenauigkeit der ökonometrischen Modelle sehr differenziert zu bewerten. Der hochsignifikante positive Schätzwert für  $\alpha$  deutet zwar auf eine systematische Unterschätzung hin. Im Durchschnitt ergibt sich allerdings eine vergleichsweise geringe Überschätzung von 0,2 Jahren (mittlerer Fehler  $< 0$ ). Der hohe Wert für  $U_{\text{Bias}}$  lässt wiederum auf eine systematische Verzerrung schließen. Die Variation in den Daten wird verhältnismäßig gut durch die ökonometrischen Modelle abgebildet ( $U_{\text{Var}} < 0,2$ ), wenngleich der Schätzkoeffizient  $\beta$  signifikant von Eins verschieden ist. Abbildung 7.9 fasst die Ergebnisse bezüglich der Prognosegüte noch einmal schematisch zusammen.

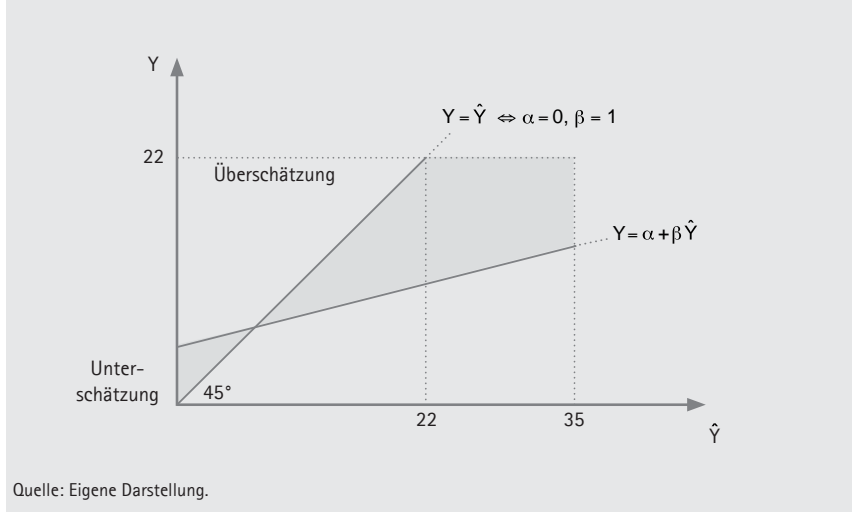
Tabelle 7.14: Prognosegüte der Logit-Schätzungen zum Verbleib in Rente

Prognosegütemaß	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)
Within-Sample-Prognose			
mittlerer Fehler	-0,022	-0,022	-0,023
mittlerer quadratischer Fehler	110,033	110,659	110,479
mittlerer absoluter Fehler	9,045	9,076	9,071
$\hat{Y}_i = \alpha + \beta \hat{Y}_i + \varepsilon_i$	5,38+0,25 $\hat{Y}$	5,42+0,24 $\hat{Y}$	5,24+0,25 $\hat{Y}$
R <sup>2</sup>	0,022	0,021	0,022
H <sub>0</sub> : α = 0	t = 4,49***	t = 4,49***	t = 4,35***
H <sub>0</sub> : β = 1	F(1,657) = 42,41***	F(1,657) = 41,44***	F(1,657) = 38,30***
H <sub>0</sub> : β = 1 und α = 0	F(2,657) = 42,05***	F(2,657) = 947,92***	F(2,657) = 948,69***
Theil's Ungleichheitsmaß (U)	0,346	0,346	0,346
U <sub>Bias</sub>	0,688	0,690	0,691
U <sub>Var</sub>	0,044	0,043	0,044
U <sub>Cov</sub>	0,268	0,267	0,265
Fallzahl (vollendete Episoden)	659		
Out-of-Sample-Prognose			
mittlerer Fehler	-0,048	-0,039	-0,041
mittlerer quadratischer Fehler	138,873	120,584	127,268
mittlerer absoluter Fehler	10,141	9,303	9,628
$\hat{Y}_i = \alpha + \beta \hat{Y}_i + \varepsilon_i$	9,40+0,03 $\hat{Y}$	7,63+0,13 $\hat{Y}$	7,63+0,13 $\hat{Y}$
R <sup>2</sup>	0,001	0,018	0,016
H <sub>0</sub> : α = 0	t = 7,14***	t = 7,33***	t = 6,96***
H <sub>0</sub> : β = 1	F(1,312) = 215,36***	F(1,312) = 250,13***	F(1,312) = 238,54***
H <sub>0</sub> : β = 1 und α = 0	F(2,312) = 555,76***	F(2,312) = 465,52***	F(2,312) = 503,55***

Fortsetzung

Prognosegütemaß	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)
Theil's Ungleichheitsmaß (U)	0,376	0,360	0,365
U <sub>Bias</sub>	0,625	0,553	0,583
U <sub>Var</sub>	0,004	0,000	0,000
U <sub>Cov</sub>	0,371	0,447	0,417
Fallzahl Trainingsdatensatz	2.201		
Fallzahl Testdatensatz	2.201		
Fallzahl Testdatensatz (vollendete Episoden)	314		
Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Berechnungen.			

Abbildung 7.9: Schematisches Prognose-Realisationsdiagramm zur geschätzten Verweildauer in Rente



Geringe Beobachtungswerte werden tendenziell unterschätzt. Für hohe Beobachtungswerte zeigt sich dagegen eine Überschätzung durch die Prognose. Der Schnittpunkt zwischen Regressionsgerade und 45°-Linie liegt für alle Schätzmodelle bei circa sieben Jahren. Die Mehrzahl der Beobachtungen liegt damit rechts des Schnittpunktes. Folglich bekommt die Über- im Vergleich zur Unterschätzung ein stärkeres Gewicht (mittlerer Fehler < 0). Dies entspricht den Ergebnissen anderer Arbeiten, die ebenfalls eine Überschätzung der Lebenserwartung durch das SOEP konstatieren (Schnell und Trappmann 2006). Der Wertebereich für die Realisationswerte ist auf 22 Jahre beschränkt, da die älteste verstorbene Person im Datensatz 87 Jahre alt wurde. Die Prognosewerte sind, gemäß der Dateneinschränkung (vgl. Kapitel 6.5.2.2), auf 35 Rentenjahre begrenzt.

Die Prognosegüte erweist sich für alle drei Schätzmodelle als nahezu identisch. Zur Berechnung der Versicherungsprämien wird folglich Modell (3) herangezogen. Dieses beinhaltet die geringste Anzahl von Erklärungsvariablen und führt somit zu einer vergleichsweise geringen Tarifkomplexität. Als Tarifmerkmale für den Verbleib in Rente fungieren demnach die fünf exogenen Variablen aus Schätzmodell (3).

### 7.3 Die Versicherungsprämie – Beispielrechnungen

Grundlage für die folgenden Prämienberechnungen ist die in Kapitel 6.2.1 hergeleitete Kalkulationsformel (6.10). Zunächst werden isolierte Nettorisikoprämien in Arbeitslosen- und Rentenversicherung berechnet, um die individuelle finanzielle Belastungswirkung der einzelnen Versicherungszweige getrennt zu analysieren. Anschließend wird die gesamte Bruttoprämie aus Arbeitslosen- und Rentenversicherung für beispielhafte Versicherungsnehmer bestimmt. Hierdurch soll aufgezeigt werden, inwieweit ein Refinanzierungseffekt der Renten- in Bezug auf die Arbeitslosenversicherung besteht.

Zur Bestimmung der Versicherungsprämien werden jeweils die Schätzmodelle (3) aus den vorangegangenen Kapiteln verwendet. Dadurch wird die Komplexität der Versicherungstarife auf ein überschaubares Maß beschränkt. Dennoch ist die Anzahl der möglichen Merkmalskombinationen sehr groß. Um das Tarifwerk tabellarisch darstellen zu können, werden deshalb weitere vereinfachende Annahmen getroffen. So werden nur jene erklärende Variablen herangezogen, die einen direkten Bezug zum sozioökonomischen Status einer Person haben oder wichtige gesellschaftliche Gruppierungen abgrenzen. Alle übrigen Erklärungsdummies werden auf den Wert Null gesetzt, weshalb sich die folgenden Berechnungen jeweils auf die Referenzkategorie beziehen.<sup>238</sup> Insofern stellen die folgenden Berechnungen lediglich einen Ausschnitt des möglichen Tarifwerks dar. Es ist davon auszugehen, dass in der Praxis auch die übrigen in Kapitel 7.1 und 7.2 identifizierten Tarifmerkmale zum Einsatz kommen. Außerdem sollte darauf hingewiesen werden, dass die folgende Tarifikalkulation lediglich beispielhaften Charakter besitzt. Gegebenenfalls wird die Versicherungspraxis ein abweichendes Tarifwerk entwickeln mit abweichenden Versicherungsprämien.

Neben Punktschätzungen werden zusätzlich Intervallschätzungen für die Prämien durchgeführt, um den stochastischen Charakter ökonometrischer Prognosen explizit zu berücksichtigen (Winker 2007: 294). Es muss an dieser Stelle darauf hingewiesen werden, dass aufgrund der beschriebenen Schätzprobleme (vgl. Kapitel 6.3.1) die Konfidenzintervalle eventuell nicht exakt berechnet werden. Deshalb

<sup>238</sup> Diese sind: keine saisonabhängige Beschäftigung, Betriebsgröße  $\leq 200$ , Betriebszugehörigkeitsdauer  $\leq 10$  Jahre, keine Erwerbsminderung, keine Geschwister, nicht im Baugewerbe beschäftigt, nicht in Mecklenburg-Vorpommern oder Berlin/Brandenburg oder Baden-Württemberg wohnhaft.

und da die Schätzungen zum Teil auf unterschiedlichen Stichproben beruhen, sind Vergleiche auf Basis von Konfidenzintervallen (z. B. in Form von Überschneidungen) nur unter Vorbehalt möglich.

Eine weitere Problematik ergibt sich in Bezug auf die Berechnung der Konfidenzintervalle für die isolierten Nettorisikoprämien zur Arbeitslosigkeit sowie zur Rente. Um den Gesamtschaden aus Arbeitslosigkeit bzw. Rente zu bestimmen, wird der zu erwartende Schaden aus Arbeitslosigkeitsdauer bzw. Rentenbezug mit der entsprechenden Eintrittswahrscheinlichkeit gewichtet. Für die Punktprognose ist diese getrennte Modellierung der Schadendimensionen unproblematisch. Zur Bestimmung von Konfidenzintervallen muss allerdings jeweils die gemeinsame Verteilung von Schadeneintritt und -höhe herangezogen werden. Die Ermittlung einer Gesamtschadenverteilung aus den Einzelverteilungen zu Schadeneintritt und Schadenhöhe ist jedoch äußerst aufwendig (Kruse 1997: 25).<sup>239</sup> Deshalb werden in der vorliegenden Arbeit die Konfidenzintervalle gemäß der Berechnungsformel für die Nettorisikoprämie multiplikativ verknüpft. Das heißt, die untere (obere) Konfidenzgrenze für den Schadeneintritt wird mit der unteren (oberen) Konfidenzgrenze für die Schadenhöhe multipliziert. Damit können die ermittelten Konfidenzintervalle für den Gesamtschaden jeweils nur als grobe Approximation angesehen werden. Im Ergebnis müssen die Konfidenzintervalle im Folgenden vorsichtig interpretiert werden und dürfen in erster Linie als eine grobe Näherung für den Wertebereich der zu erwartenden Versicherungsprämien herangezogen werden.

### 7.3.1 Die Nettorisikoprämie in der Arbeitslosenversicherung

Das beispielhafte Tarifwerk in der Arbeitslosenversicherung umfasst 24 Tarifklassen. So wird nach Geschlecht, Nationalität, Alter und Familienstand differenziert (Tabelle 7.15).<sup>240</sup> Da die vorliegende Arbeit starken Bezug auf sozioökonomische Unterschiede im Eintritt und Verbleib in Arbeitslosigkeit nimmt, wird außerdem eine Unterscheidung zwischen sozial schlechter (S) und besser Gestellten (G) getroffen.<sup>241</sup>

239 Um die Verteilung des Gesamtschadenprozesses möglichst exakt zu approximieren, werden in der Praxis oftmals umfangreiche Rekursionsverfahren (z. B. nach Panjer) sowie Fast-Fourier-Transformationen angewendet. Eine weitere Möglichkeit besteht in der Approximation durch eine rechtsschiefe Verteilung (v. a. Gamma- oder Log-normalverteilung) (Mack 2002: 111 ff.). Auch die Normalverteilung kann zur Annäherung herangezogen werden, wengleich die Anpassungsgüte an den Gesamtschadenprozess in den Rändern der Verteilung im Allgemeinen vergleichsweise unbefriedigend ist.

240 Die Tarifklassen ergeben sich als Schnittmenge aus den jeweiligen Differenzierungen in den Schätzungen zum Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit. Für den Eintritt wird unterschieden zwischen Männern und Frauen, Verheirateten und Unverheirateten sowie drei Alterskategorien. Der Verbleib wird differenziert nach Deutschen und Ausländern sowie drei Alterskategorien.

241 Die Abgrenzung zwischen sozial schlechter (S) und besser (G) Gestellten erfolgt anhand folgender Tarifmerkmale, die in Bezug auf Eintritt und Verbleib in Arbeitslosigkeit (vgl. Kapitel 7.1) identifiziert wurden: frühere Arbeitslosigkeit ( $S = 1, G = 0$ ), durchschnittliches Arbeitseinkommen  $< 2.000 \text{ €}$  ( $S = 1, G = 0$ ), guter subjektiver Gesundheitszustand ( $S = 0, G = 1$ ), Studium ( $S = 0, G = 1$ ), Vermögen ( $S = 0, G = 1$ ), Mutter hat Uni-/FH-Abschluss ( $S = 0, G = 1$ ).

Tabelle 7.15: Tarifklassen in der Arbeitslosenversicherung

A	B	C	D
Mann	Mann	Mann	Mann
Deutscher	Ausländer	Deutscher	Ausländer
Alter 30–44	Alter 30–44	Alter 30–44	Alter 30–44
verheiratet	verheiratet	unverheiratet	unverheiratet
E	F	G	H
Mann	Mann	Mann	Mann
Deutscher	Deutscher	Ausländer	Ausländer
Alter 15–29	Alter 45–60	Alter 15–29	Alter 45–60
verheiratet	verheiratet	verheiratet	verheiratet
I	J	K	L
Mann	Mann	Mann	Mann
Deutscher	Deutscher	Ausländer	Ausländer
Alter 15–29	Alter 45–60	Alter 15–29	Alter 45–60
unverheiratet	unverheiratet	unverheiratet	unverheiratet
M	N	O	P
Frau	Frau	Frau	Frau
Deutsche	Ausländerin	Deutsche	Ausländerin
Alter 30–44	Alter 30–44	Alter 30–44	Alter 30–44
verheiratet	verheiratet	unverheiratet	unverheiratet
Q	R	S	T
Frau	Frau	Frau	Frau
Deutsche	Deutsche	Ausländerin	Ausländerin
Alter 15–29	Alter 45–60	Alter 15–29	Alter 45–60
verheiratet	verheiratet	verheiratet	verheiratet
U	V	W	X
Frau	Frau	Frau	Frau
Deutsche	Deutsche	Ausländerin	Ausländerin
Alter 15–29	Alter 45–60	Alter 15–29	Alter 45–60
unverheiratet	unverheiratet	unverheiratet	unverheiratet

Quelle: Eigene Darstellung.

Die ökonometrischen Prognosen der monatlichen Nettorisikoprämien in der Arbeitslosenversicherung sind gegeben durch:

$$NRP_i^A = \frac{\pi_i^A \cdot E(V_i^A) \cdot VL_i^A}{48 - E(V_i^A)},$$

mit individueller Arbeitslosigkeitseintrittswahrscheinlichkeit  $\pi_i^A$ , zu erwartender Verweildauer in Arbeitslosigkeit  $E(V_i^A)$  sowie monatlicher Versicherungsleistung  $VL_i^A$ . In Phasen der Arbeitslosigkeit werden keine Versicherungsprämien entrichtet, weshalb sich die Prämienzahlungsdauer (maximal 48 Monate) um die erwartete Verweildauer in Arbeitslosigkeit verkürzt.

Die Ergebnisse bezüglich der Nettorisikoprämie sind Tabelle 7.16 zu entnehmen. Der Prämiensatz für die Punktschätzungen liegt zwischen 0,9 und 13,5 Prozent der monatlichen Versicherungsleistung. Für das 95-Prozent-Konfidenzintervall liegt der entsprechende Prämiensatz zwischen 0,1 und 20,2 Prozent. Auffallend ist, dass sozial schlechter Gestellte (S) in allen Tarifklassen deutlich höhere Arbeitslosenversicherungsprämien bezahlen müssen als sozial besser Gestellte (G).

Tabelle 7.16: Punktschätzung und Konfidenzintervalle der monatlichen Nettorisikoprämie in der Arbeitslosenversicherung pro € monatlicher Versicherungsleistung für verschiedene Tarifklassen

Tarif- klasse	Punkt- schätzung		70 %-Konfidenzintervall		80 %-Konfidenzintervall		95 %-Konfidenzintervall	
	S	G	S	G	S	G	S	G
A	0,079	0,013	0,034-0,136	0,004-0,035	0,027-0,148	0,003-0,043	0,013-0,176	0,001-0,070
B	0,091	0,016	0,039-0,154	0,005-0,039	0,031-0,167	0,004-0,047	0,015-0,196	0,001-0,074
C	0,095	0,019	0,050-0,143	0,007-0,041	0,042-0,153	0,005-0,049	0,024-0,177	0,002-0,072
D	0,109	0,022	0,058-0,162	0,008-0,045	0,048-0,173	0,006-0,053	0,027-0,197	0,003-0,076
E	0,079	0,015	0,039-0,127	0,005-0,037	0,032-0,138	0,003-0,045	0,017-0,164	0,002-0,069
F	0,107	0,021	0,060-0,154	0,009-0,043	0,051-0,164	0,007-0,050	0,030-0,186	0,004-0,073
G	0,097	0,019	0,047-0,153	0,006-0,043	0,038-0,164	0,004-0,050	0,020-0,191	0,002-0,074
H	0,116	0,023	0,064-0,167	0,010-0,046	0,054-0,178	0,008-0,053	0,032-0,201	0,004-0,076
I	0,092	0,020	0,054-0,133	0,008-0,044	0,047-0,142	0,006-0,050	0,029-0,165	0,003-0,071
J	0,124	0,029	0,083-0,161	0,015-0,050	0,074-0,169	0,012-0,056	0,052-0,187	0,007-0,075
K	0,113	0,026	0,066-0,160	0,010-0,050	0,056-0,169	0,008-0,057	0,034-0,192	0,004-0,076
L	0,135	0,032	0,090-0,175	0,017-0,053	0,080-0,183	0,014-0,059	0,055-0,202	0,008-0,078
M	0,062	0,009	0,021-0,127	0,002-0,029	0,016-0,141	0,002-0,037	0,007-0,174	0,001-0,067
N	0,071	0,011	0,024-0,143	0,003-0,032	0,018-0,159	0,002-0,040	0,007-0,194	0,001-0,070
O	0,077	0,013	0,033-0,135	0,004-0,034	0,026-0,147	0,003-0,042	0,013-0,175	0,001-0,069
P	0,089	0,015	0,037-0,152	0,005-0,038	0,029-0,166	0,003-0,046	0,014-0,195	0,001-0,073
Q	0,064	0,010	0,025-0,119	0,003-0,031	0,019-0,132	0,002-0,039	0,009-0,162	0,001-0,066
R	0,087	0,015	0,039-0,145	0,005-0,036	0,031-0,157	0,004-0,043	0,016-0,184	0,002-0,070
S	0,079	0,013	0,031-0,143	0,003-0,036	0,023-0,157	0,002-0,043	0,010-0,189	0,001-0,071
T	0,094	0,016	0,041-0,157	0,006-0,038	0,033-0,170	0,004-0,046	0,017-0,199	0,002-0,072
U	0,078	0,014	0,037-0,126	0,004-0,036	0,030-0,137	0,003-0,044	0,016-0,163	0,001-0,068
V	0,105	0,020	0,058-0,153	0,008-0,042	0,048-0,163	0,007-0,049	0,029-0,185	0,003-0,072
W	0,095	0,018	0,046-0,151	0,006-0,042	0,037-0,163	0,004-0,049	0,019-0,190	0,002-0,073
X	0,113	0,022	0,062-0,166	0,010-0,045	0,052-0,176	0,008-0,052	0,031-0,200	0,004-0,074

Anmerkungen: Die Zahlenwerte ergeben sich als Produkt aus Arbeitslosigkeitseintrittswahrscheinlichkeit und erwarteter Verweildauer in Arbeitslosigkeit (vgl. Tabellen A10, A11, A12, A13 im Anhang). Die zugrunde liegenden Koeffizientenschätzungen sind den Tabelle 7.2, 7.6 (für die Punktprognose) sowie den Tabellen A4, A5 und A6 im Anhang (für die Intervallprognose) zu entnehmen. Beschreibungen zu den Tarifklassen sind in Tabelle 7.15 zu finden. Es wird jeweils eine Unterscheidung in sozial schlechter Gestellte (S) und sozial besser Gestellte (G) vorgenommen.

Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Berechnungen.

Beispielsweise ist die kalkulierte Nettorisikoprämie für einen verheirateten, deutschen Mann im Alter von 30–45 Jahren (Tarifklasse A) in schlechter sozialer Lage circa sechsmal höher als für dieselbe Person in guter sozialer Lage. Auch in den übrigen Tarifklassen besteht ein fünf- bis siebenfacher Unterschied zwischen den beiden sozialen Gruppierungen. Führt man dieselbe Betrachtung in Bezug auf die Konfidenzintervallgrenzen durch, so ergeben sich Unterschiede zwischen sozial schlechter (S) und besser (G) Gestellten im Bereich von zwei- bis sechzehnfach erhöhten Nettorisikoprämien.<sup>242</sup> Damit bestätigen die empirischen Ergebnisse die Ausführungen in Kapitel 3, wonach eine risikoäquivalent kalkulierte Arbeitslosenversicherung zu einer starken Differenzierung zwischen sozioökonomischen Gruppen führt.

### 7.3.2 Die Nettorisikoprämie in der Rentenversicherung

Die monatliche Nettorisikoprämie pro Euro monatlicher Versicherungsleistung berechnet sich in der Rentenversicherung gemäß der Formel:

$$NRP_i^R = \pi_i^R \cdot \frac{1 - 1/(1+r)^{E(V_i^R)}}{1 - 1/(1+r)} \cdot \frac{r}{(1+r)^{N-n_i} - (1+r)} \cdot VL_i^R,$$

mit individueller Renteneintrittswahrscheinlichkeit  $\pi_i^R$ , monatlicher Versicherungsleistung  $VL_i^R$  sowie Alter bei Vertragsabschluss  $n_i$ . Das Renteneintrittsalter  $N$  ist auf 65 Jahre, der Rechnungszins  $r$  auf 2,25 Prozent pro Jahr festgelegt. Die zu erwartende Verweildauer in Rente ist gegeben durch  $E(V_i^R)$ .

Neben einer Unterscheidung nach sozioökonomischen Gruppen,<sup>243</sup> werden die Prämien in der Rentenversicherung nach Geschlecht (M/F) und Versicherungseintrittsalter (15, 22, 30, 37, 45, 52, 60) differenziert. Tabelle 7.17 gibt einen beispielhaften Überblick über die zu erwartenden Nettorisikoprämien. Diese unterscheiden sich in der Rentenversicherung deutlich zwischen sozial schlechter Gestellten (S) und sozial besser Gestellten (G). Ein Vergleich der Grenzen des 95-Prozent-Konfidenzintervalls deutet auf 1,3- bis 3,2-fach erhöhte Nettorisikoprämien für sozial Stärkere hin.<sup>244</sup> Bezogen auf die Punktschätzungen beträgt dieser Unterschied etwa

242 Vorbehaltlich einer exakten Berechnung der Konfidenzintervalle unterscheiden sich die Nettorisikoprämien zwischen den beiden sozioökonomischen Gruppen statistisch signifikant zumindest für das 70-Prozent-Konfidenzintervall. Ursächlich hierfür sind in erster Linie die Unterschiede in der Arbeitslosigkeitseintrittswahrscheinlichkeit. Bezüglich der Verweildauer in Arbeitslosigkeit kann auf Basis von Konfidenzintervallen keine statistisch signifikante Abweichung festgestellt werden (vgl. Tabellen A10, A11, A12, A13 im Anhang).

243 Die Abgrenzung zwischen sozial schlechter (S) und besser (G) Gestellten erfolgt anhand folgender Tarifmerkmale, die in Bezug auf Eintritt und Verbleib in Rente (vgl. Kapitel 7.2) identifiziert wurden: schlechter subjektiver Gesundheitszustand ( $S=1$ ,  $G=0$ ), guter subjektiver Gesundheitszustand ( $S=0$ ,  $G=1$ ), keine Ausbildung ( $S=1$ ,  $G=0$ ), Mutter hat keine berufliche Ausbildung ( $S=1$ ,  $G=0$ ), hohes Arbeitsloskeitsrisiko ( $S=1$ ,  $G=0$ ).

244 Sofern die Konfidenzintervalle exakt bestimmt sind, ist ein statistisch signifikanter Unterschied in den Nettorisikoprämien zwischen den beiden sozioökonomischen Gruppen allerdings nicht feststellbar. Grund hierfür ist die große Ähnlichkeit der beiden Gruppen in Bezug auf die Renteneintrittswahrscheinlichkeit. Die Verweildauern in Rente unterscheidet sich dagegen statistisch signifikant (vgl. Tabellen A10, A11, A12, A13 im Anhang).



das Zweifache. Beispielsweise muss eine sozial schwache Frau, die mit 30 Jahren eine Rentenversicherung abschließt (Tarifklasse F30), pro Euro monatlicher Rente 14,4 Cent Nettorisikoprämie im Monat leisten. Bei besserer sozialer Lage beträgt die entsprechende Prämie 24,7 Cent. Ursächlich für diesen deutlichen Prämienabstand ist v. a. die Differenz in der zu erwartenden Rentenverweildauer. Demnach beträgt der Unterschied in der Lebenserwartung ab dem 65. Lebensjahr zwischen den beiden sozioökonomischen Gruppen bei Männern circa sechs, bei Frauen circa sieben Jahre.<sup>245</sup> Statistisch signifikante Unterschiede in der Renteneintrittswahrscheinlichkeit sind dagegen nicht festzustellen (vgl. Tabellen A10, A11, A12, A13 im Anhang).

Tabelle 7.17: Punktschätzung und Konfidenzintervalle der monatlichen Nettorisikoprämie in der Rentenversicherung pro € monatlicher Versicherungsleistung für verschiedene Tarifklassen

Tarif- klasse	Punkt- schätzung		70 %-Konfidenzintervall		80 %-Konfidenzintervall		95 %-Konfidenzintervall	
	S	G	S	G	S	G	S	G
M15	0,052	0,101	0,034-0,074	0,086-0,116	0,031-0,080	0,083-0,119	0,023-0,097	0,073-0,129
M22	0,066	0,129	0,044-0,094	0,110-0,148	0,040-0,102	0,106-0,153	0,029-0,124	0,093-0,165
M30	0,090	0,176	0,060-0,129	0,151-0,202	0,054-0,139	0,145-0,209	0,040-0,170	0,128-0,225
M37	0,124	0,242	0,082-0,177	0,207-0,278	0,075-0,191	0,199-0,286	0,054-0,233	0,175-0,310
M45	0,193	0,378	0,128-0,276	0,324-0,434	0,117-0,299	0,311-0,448	0,085-0,365	0,275-0,485
M52	0,333	0,651	0,221-0,457	0,557-0,747	0,201-0,514	0,534-0,770	0,146-0,627	0,472-0,833
M60	1,094	2,139	0,726-1,562	1,830-2,455	0,660-1,689	1,757-2,533	0,482-2,061	1,552-2,739
F15	0,083	0,141	0,056-0,114	0,121-0,161	0,051-0,122	0,116-0,166	0,037-0,145	0,102-0,178
F22	0,105	0,181	0,071-0,146	0,155-0,206	0,065-0,156	0,148-0,212	0,047-0,185	0,130-0,228
F30	0,144	0,247	0,098-0,199	0,212-0,282	0,089-0,213	0,203-0,290	0,064-0,253	0,178-0,311
F37	0,198	0,339	0,134-0,274	0,290-0,387	0,122-0,293	0,278-0,399	0,088-0,348	0,245-0,428
F45	0,310	0,531	0,210-0,428	0,455-0,606	0,191-0,458	0,436-0,624	0,138-0,545	0,383-0,669
F52	0,533	0,912	0,361-0,736	0,782-1,042	0,328-0,788	0,749-1,073	0,238-0,936	0,659-1,151
F60	1,752	2,999	1,186-2,421	2,570-3,426	1,078-2,590	2,464-3,528	0,781-3,078	2,167-3,783

Anmerkungen: Den Berechnungen liegen die Renteneintrittswahrscheinlichkeit sowie die erwartete Verweildauer in Rente zugrunde (vgl. Tabellen A10, A11, A12, A13 im Anhang). Die Koeffizientenschätzungen sind den Tabellen 7.11, 7.13 (für die Punktprognose) sowie den Tabellen A7, A8 und A9 im Anhang (für die Intervallprognose) zu entnehmen. Es wird jeweils eine Unterscheidung in sozial schlechter Gestellte (S) und sozial besser Gestellte (G) vorgenommen.

Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Berechnungen.

245 Damit werden die Ergebnisse anderer aktueller Studien bestätigt, wonach Männer aus unteren sozialen Schichten eine zwischen circa sechs und neun Jahren kürzere Lebenserwartung aufweisen als Männer aus oberen Schichten. Für Frauen liegen entsprechende Schätzungen bei circa vier bis neun Jahren (Gaudecker und Scholz 2006; Himmelreicher et al. 2008; Lauterbach et al. 2006; Reil-Held 2000).

### 7.3.3 Die Bruttoprämie

Zum Abschluss wird in diesem Kapitel für beispielhafte Versicherungsnehmer die Bruttoprämie in Arbeitslosen- und Rentenversicherung berechnet. Hierzu sind der Nettorisikoprämie ein Sicherheitszuschlag sowie Kostenzuschläge (Abschluss-, Verwaltungs- und Kapitalanlagekosten) hinzuzuaddieren (Kruse 1997: 4). Von einer Versicherungssteuer wird in dieser Arbeit abstrahiert, da es sich bei dem vorgeschlagenen System um ein Konzept der sozialen Sicherung handelt (§ 4 Nr. 4 und 5 Versicherungssteuergesetz). Auch ein Gewinnzuschlag wird nicht berücksichtigt, da die als Vergleichsmaßstab herangezogene Sozialversicherung ebenfalls keine Gewinnzuschläge beinhaltet. Die Bestimmung der Bruttoprämien für Arbeitslosen- und Rentenversicherung erfolgt getrennt, wie in Kapitel 4.1 erläutert.

Aus Vereinfachungsgründen wird der Sicherheitszuschlag, in Anlehnung an die Praxis in der privaten Krankenversicherung, jeweils auf fünf Prozent der Bruttoprämie festgelegt (§ 12c Versicherungsaufsichtsgesetz in Verbindung mit § 7 Kalkulationsverordnung).<sup>246</sup> Als Kostenzuschlag in der Rentenversicherung werden 16 Prozent der Bruttoprämie angesetzt (Westerheide 2001). Für die Arbeitslosenversicherung werden Kostenzuschläge in Höhe von 26 Prozent der Bruttoprämie angenommen (Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft 2007: 29).<sup>247</sup> Die individuellen Bruttoprämien (BP) in der Arbeitslosen- bzw. Rentenversicherung ergeben sich somit als:

$$\begin{aligned} BP_i^A &= NRP_i^A \cdot VL_i^A + (0,05 + 0,26) \cdot BP_i^A = 1,45 \cdot NRP_i^A \cdot VL_i^A, \\ BP_i^R &= NRP_i^R \cdot VL_i^R + (0,05 + 0,16) \cdot BP_i^R = 1,27 \cdot NRP_i^R \cdot VL_i^R, \end{aligned}$$

wobei VL jeweils die absolute Höhe der vereinbarten Versicherungsleistung angibt. Tabelle 7.18 zeigt die Bruttoprämien in Arbeitslosen- und Rentenversicherung für beispielhafte Versicherungsnehmer.

Es zeigt sich, dass bei risikoäquivalenter Kalkulation der Prämien ein beträchtlicher Refinanzierungseffekt durch die Renten- in Bezug auf die Arbeitslosenversicherung besteht. Beispielsweise muss ein 30-jähriger, verheirateter Mann in schlechter sozioökonomischer Lage mit 115 Euro monatlicher Bruttoprämie in der Arbeitslosenversicherung rechnen, sofern eine Versicherungsleistung von 1.000 Euro vereinbart ist. In guter sozialer Lage muss dieselbe Person für dieselbe Versicherungsleistung lediglich 19 Euro bezahlen. In der Rentenversicherung betragen die entsprechenden Bruttoprämien in schlechter sozialer Lage 114 Euro, in guter sozialer Lage 224 Euro.

<sup>246</sup> Für eine differenzierte Bestimmung des Sicherheitszuschlags sei z. B. auf Mack (2002: 28 ff.) verwiesen.

<sup>247</sup> Dieser Wert entspricht der durchschnittlichen Betriebskostenquote in der Schaden- und Unfallversicherung.

Tabelle 7.18: Monatliche Bruttoprämie in Arbeitslosen- und Rentenversicherung für ausgewählte Versicherungsnehmer

beispielhafte Versicherungsnehmer	Tarifklasse in ALV/RV	Bruttoprämie in €		
		ALV	RV	Summe
22-jähriger, deutscher Mann; unverheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 22 Jahre; <u>schlechte</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 700 €	I/M22	93	59	152
22-jähriger, deutscher Mann; unverheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 22 Jahre; <u>gute</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 700 €		20	115	135
30-jähriger, deutscher Mann; verheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 30 Jahre; <u>schlechte</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 1.000 €	A/M30	115	114	229
30-jähriger, deutscher Mann; verheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 30 Jahre; <u>gute</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 1.000 €		19	224	243
45-jähriger, deutscher Mann; verheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 30 Jahre; <u>schlechte</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 1.500 €	F/M30	233	171	404
45-jähriger, deutscher Mann; verheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 30 Jahre; <u>gute</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 1.500 €		46	335	381
22-jährige, deutsche Frau; unverheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 22 Jahre; <u>schlechte</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 700 €	U/F22	79	93	172
22-jährige, deutsche Frau; unverheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 22 Jahre; <u>gute</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 700 €		14	161	175
30-jährige, deutsche Frau; verheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 30 Jahre; <u>schlechte</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 1.000 €	M/F30	90	183	273
30-jährige, deutsche Frau; verheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 30 Jahre; <u>gute</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 1.000 €		13	314	327
45-jährige, deutsche Frau; verheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 30 Jahre; <u>schlechte</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 1.500 €	R/F30	189	274	463
45-jährige, deutsche Frau; verheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 30 Jahre; <u>gute</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 1.500 €		33	471	504
22-jährige, ausländische Frau; unverheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 22 Jahre; <u>schlechte</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 700 €	W/F22	96	93	189
30-jähriger, ausländischer Mann; verheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 30 Jahre; <u>schlechte</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 1.000 €	B/M30	132	114	246
45-jähriger, ausländischer Mann; verheiratet; Alter bei Rentenversicherungsabschluss 30 Jahre; <u>schlechte</u> soziale Lage Versicherungsleistung: 1.500 €	H/M30	252	171	423
Anmerkungen: Zahlenwerte basieren auf den jeweiligen Punktschätzungen der Nettorisikoprämien in Arbeitslosen- bzw. Rentenversicherung. ALV: Arbeitslosenversicherung, RV: Rentenversicherung.				
Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Berechnungen.				

Die Gesamtbelastung aus Arbeitslosen- und Rentenversicherung ist in dem beschriebenen Fall für sozial schlechter Gestellte geringer als für sozial besser Gestellte. So haben Erstere 229 Euro, Letztere 243 Euro zu entrichten. Auch wenn dieser überkompensierende Effekt nicht für alle Typen von Versicherungsnehmern nachzuweisen ist, ergibt sich doch in jedem Fall ein Ausgleichseffekt in Bezug auf die Gesamtpremie.

Verglichen mit den Beiträgen zur gesetzlichen Arbeitslosenversicherung erweisen sich die hier berechneten Bruttoprämien als sehr plausibel. So beträgt die Summe aus Arbeitgeber- und Arbeitnehmerbeitrag in der gesetzlichen Arbeitslosenversicherung circa 45/70/120 Euro für eine Versicherungsleistung in Höhe von 700/1.000/1.500 Euro.<sup>248</sup> Ein Vergleich zwischen gesetzlicher Rentenversicherung (GRV) und der hier vorgestellten kapitalgedeckten Rentenversicherung erscheint wenig zweckmäßig. Die Beiträge in der GRV sind aufgrund intergenerationaler Umverteilungen bedeutend höher als vergleichbare Prämien in einem Kapitaldeckungssystem.<sup>249</sup>

Einschränkend in Bezug auf die vorangegangenen Analysen muss darauf hingewiesen werden, dass insbesondere die Bestimmung der Konfidenzintervalle für die Versicherungsprämien vereinfacht ist. Außerdem sollte bedacht werden, dass ökonometrische Prognosen stets fehlerbehaftet sind und die berechneten Werte insofern die Realität nicht exakt abbilden. Die Prämienkalkulation in dieser Arbeit hat lediglich beispielhaften Charakter. So würde das Tarifwerk privater Versicherungsunternehmen wahrscheinlich andere Tarifmerkmale beinhalten. Festhalten lässt sich allerdings die Erkenntnis, dass risikoäquivalente Versicherungsprämien in Arbeitslosen- und Rentenversicherung grundsätzlich bestimmt werden können und diese intrapersonell negativ korreliert sind. Der in dieser Arbeit thematisierte Ausgleichseffekt zwischen den Risiken Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit ließe sich über eine risikoäquivalente Prämienkalkulation somit nutzen, um die beiden Risiken verursachungsgerecht und gleichzeitig (relativ) sozialverträglich zu tarifieren.

248 Der zugrunde gelegte Beitragssatz in der gesetzlichen Arbeitslosenversicherung beträgt 2,5 Prozent und ergibt sich als Differenz aus Beitragssatz im Jahr 2005 (4,5 Prozent) und Abschlag für versicherungsfremde Leistungen in Höhe von 2 Prozentpunkten (Sachverständigenrat 2005: 387). Die jeweilige Versicherungsleistung entspricht 60 Prozent des Nettolohns.

249 Für eine Versicherungsleistung in Höhe von 700/1.000/1.500 Euro beträgt die Summe aus Arbeitgeber- und Arbeitnehmerbeitrag in der GRV etwa 280/450/760 Euro. Grundlage für die Berechnung ist ein um versicherungsfremde Leistungen bereinigter Beitragssatz in Höhe von 17,3 Prozent (Sachverständigenrat 2005: 376 und 387). Die Versicherungsleistung wird über das durchschnittliche Rentenniveau im Jahr 2050 approximiert und beträgt demnach 64 Prozent des Nettolohns.

## 8 Fazit

Das gegenwärtige System der Arbeitslosen- und Rentenversicherung in Deutschland verursacht anreiz- und verteilungsrelevante Ineffizienzen. So besteht nur eine geringe Entscheidungsfreiheit der Versicherten in Bezug auf Art und Umfang des Versicherungsschutzes, was eine Verwirklichung individueller Präferenzen verhindert. In der (gesetzlichen und privaten) Rentenversicherung ist zudem ein lebenserwartungsbedingter Umverteilungseffekt zu konstatieren, der zur Folge hat, dass sozial schlechter Gestellte die Versicherungsbeiträge der sozial besser Gestellten zum Teil subventionieren. Eine grundsätzliche Möglichkeit diese beiden Mängel (teilweise) zu korrigieren besteht in einer privaten Ausgestaltung von Arbeitslosen- und Rentenversicherung mit jeweils risikoäquivalenten Versicherungsprämien. Sofern sich eine Arbeitslosenversicherung aus versicherungstechnischer Perspektive überhaupt privat betreiben lässt, sind allerdings neue verteilungspolitische Unausgewogenheiten zu erwarten. So ist davon auszugehen, dass die Belastungswirkungen risikoäquivalenter Arbeitslosenversicherungsprämien für sozial Benachteiligte verteilungspolitisch nicht vertretbar sind. Im Ergebnis hätten sozial schlechter gestellte Personen in der Arbeitslosenversicherung eine vergleichsweise hohe, in der Rentenversicherung jedoch eine relativ geringe Versicherungsprämie zu entrichten. Fraglich ist, ob der intrapersonelle Ausgleichseffekt zwischen den beiden Risiken groß genug ist, um die finanzielle Gesamtbelastung für schlechter Gestellte sozialverträglich auszugestalten.

In der vorliegenden Arbeit wird ein innovatives Konzept entwickelt, um sozialpolitisch brisanten Verteilungswirkungen einer privaten Arbeitslosenversicherung entgegenzuwirken und gleichzeitig die bestehende Praxis einer sozial unausgewogenen Beitrags- bzw. Prämienkalkulation in der Rentenversicherung zu korrigieren (vgl. Kapitel 4 und 6). Der Vorschlag besteht in einem System aus privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung, wobei jeweils risikoäquivalente Versicherungsprämien erhoben werden. Die intrapersonell negative Korrelation der beiden großen Lebensrisiken Arbeitslosigkeit und Langlebigkeit bildet dabei die Grundvoraussetzung, um insbesondere für sozial Schwächere verteilungspolitisch vertretbare Versicherungsprämien zu gewährleisten.

Entgegen der gängigen Meinung kann die Arbeit aufzeigen, dass einer Privatisierung der Arbeitslosenversicherung keine technischen Hemmnisse im Wege stehen (vgl. Kapitel 3). So erweisen sich die in der Literatur kursierenden Argumente, wie positiv korrelierte Einzelrisiken, unzureichende Prämiendifferenzierung, Moral Hazard und zu geringe Versicherungsnachfrage, nicht als Ausschlusskriterien für eine private Arbeitslosenversicherung. Die Versicherungspraxis besitzt heute zahlreiche risikopolitische Instrumente und hoch entwickelte technische Möglichkeiten, um diese Hemmnisse zu beherrschen.

Allerdings führt die hohe finanzielle Belastungswirkung risikoäquivalenter Arbeitslosenversicherungsprämien für sozial Benachteiligte zu sozialpolitischen Härten. Die empirischen Ergebnisse auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels (1984–2005) bestätigen dies in überzeugender Weise (vgl. Kapitel 7). So müssten beispielsweise Personen, die bereits arbeitslos waren und ein vergleichsweise niedriges Arbeitseinkommen, einen schlechten Gesundheitszustand sowie geringe Bildung aufweisen, bis zu sechzehnfach höhere Prämien entrichten als vergleichbare besser Gestellte. Zwar ließe sich dieses Verteilungsergebnis über staatliche Eingriffe korrigieren, jedoch würden dadurch Fehlanreize geschaffen, die das private System eigentlich auszuschließen versucht.

In Bezug auf eine risikogerechte Kalkulation der Arbeitslosenversicherungsprämien werden in der vorliegenden Arbeit mittels ökonometrischer Schätzmodelle zahlreiche Tarifmerkmale identifiziert, welche grundsätzlich auch in der privaten Versicherungspraxis anwendbar sind. Demnach lassen sich die Versicherungsprämien nach folgenden Merkmalen differenzieren: frühere Arbeitslosigkeit, Geschlecht, Alter, Bildung, Familienstand, Berufsgruppe, durchschnittliches Arbeitseinkommen, Vermögensbesitz, Betriebsgröße, Betriebszugehörigkeitsdauer, Gesundheitszustand, Branche, Wohnort, Bildung der Eltern.

Ein weiteres zentrales Ergebnis der vorliegenden Arbeit betrifft die differenzielle Sterblichkeit nach sozioökonomischen Gruppen. Die Auswertungen der Daten des Sozio-ökonomischen Panels deuten darauf hin, dass ein statistisch signifikanter Unterschied in der Lebenserwartung ab dem 65. Lebensjahr zwischen sozial schlechter und besser Gestellten in Höhe von circa sechs Jahren bei Männern und sieben Jahren bei Frauen besteht (vgl. Kapitel 7). Demnach ist die durchschnittliche Rentenbezugsdauer für obere soziale Schichten deutlich länger als für sozial Schwächere. Bei risikoäquivalenten Rentenversicherungsprämien würden sozial niedriger eingestufte Personen lediglich mit 30 Prozent der Versicherungsprämie belastet, die vergleichbare besser Gestellte für dieselbe Versicherungsleistung zu entrichten hätten.

Um die Rentenversicherungsprämien risikoäquivalent zu berechnen, werden in der vorliegenden Arbeit mittels ökonometrischer Analysen zahlreiche Tarifmerkmale identifiziert: Arbeitslosigkeitsrisiko, Bildung, Geschlecht, Gesundheitszustand, Bildung der Eltern, Geschwister. Diese individuellen Merkmale ließen sich grundsätzlich auch in der Privatversicherung einsetzen.

Die ökonometrischen Simulationsergebnisse in dieser Arbeit zeigen, dass der Ausgleichseffekt einer risikoäquivalenten Rentenversicherungsprämie auf das Verteilungsergebnis risikoäquivalenter Arbeitslosenversicherungsprämien erheblich ist. So ergeben sich zwischen den sozioökonomischen Gruppen lediglich geringfügige Unterschiede in Bezug auf deren finanzielle Gesamtbelastung, wobei sozial

schlechter Gestellte tendenziell geringere Prämien für dieselbe Versicherungsleistung erbringen müssen. Beispielsweise beträgt die Bruttoprämie für einen 30-jährigen, deutschen, verheirateten Mann mit Rentenversicherungsbeginn im 30. Lebensjahr und schlechter sozialer Lage in der Arbeitslosenversicherung 115 Euro, in der Rentenversicherung 114 Euro je 1.000 Euro Versicherungsleistung. Eine vergleichbare Person in guter sozialer Lage muss für die gleiche Versicherungsleistung 19 Euro in der Arbeitslosen- und 224 Euro in der Rentenversicherung bezahlen. Für diesen potenziellen Versicherungsnehmer ist die Gesamtbelastung aus Arbeitslosen- und Rentenversicherung in sozial schlechter Lage folglich geringer als in sozial guter Lage.

Die Ausgestaltung des vorgeschlagenen Systems ist flexibel (vgl. Kapitel 4). So kann zwischen einer kombinierten Arbeitslosen-Rentenversicherung und der getrennten Prämienkalkulation unterschieden werden. Des Weiteren kann eine freiwillige Versicherung oder ein Versicherungszwang festgelegt sowie zwischen einer Zusatz- und Gesamtrisikoversicherung gewählt werden. Über die politische Umsetzbarkeit der einzelnen Ausgestaltungsformen trifft die vorliegende Arbeit bewusst keine Aussagen. Eine überlegenswerte Option bildet die Kombination aus steuerfinanzierter Grundversorgung und freiwilliger Zusatzversicherung.

Einschränkend muss darauf hingewiesen werden, dass empirische Ergebnisse, wie sie auch in dieser Arbeit präsentiert werden, die Realität niemals exakt abbilden können. Insofern sind die berechneten Versicherungsprämien zwar wahrscheinliche Werte, aber keinesfalls als sicher anzunehmen. In diesem Zusammenhang ist der Einsatz komplexerer statistischer Methoden abzuwägen, um bestehende Schätzprobleme zu mildern und die Prognosegenauigkeit zu erhöhen. Beispielsweise können die ökonometrischen Schätzungen durch Verfahren des Data-Mining ergänzt werden. Außerdem kann über den Einsatz eines Mehrgleichungsmodells nachgedacht werden, um Wechselbeziehungen zwischen einzelnen Schätzgleichungen aufzufangen. Zwar bildet das Sozio-ökonomische Panel eine vergleichsweise gute Datenbasis im Kontext der vorliegenden Arbeit. Allerdings wäre ein Datensatz mit längerem Längsschnitt wünschenswert, mit dem individuelle Lebensverläufe umfassender abgebildet werden können. Eine Kombination aus Prozessdaten der Bundesagentur für Arbeit und der Deutschen Rentenversicherung kann hierbei eine Erweiterungsmöglichkeit darstellen. Allerdings ergeben sich in diesem Zusammenhang datentechnische sowie datenschutzrechtliche Probleme. Auch die Datenbestände der Privatversicherung (z. B. Berufsunfähigkeits-, Kranken- und Lebensversicherung) sollten eine weit reichende Abbildung individueller Lebensverläufe ermöglichen. Schließlich gilt es zu prüfen, inwieweit die gemachten Vorschläge politisch umsetzbar und öffentlich kommunizierbar sind.

Ungeachtet dieser Einschränkungen liefert die vorliegende Arbeit eine fundierte Diskussionsgrundlage zur Weiterentwicklung des gegenwärtigen deutschen Arbeitslosen- und Rentenversicherungssystems. Die im Titel dieser Arbeit gestellte Frage „Geht die Arbeitslosenversicherung in Rente?“ kann letztlich in zweierlei Hinsicht mit „Ja“ beantwortet werden. Zum einen ließe sich die gegenwärtige Form der Arbeitslosenversicherung durch ein privates System ablösen bzw. ergänzen. Zum anderen bestünde die Möglichkeit, durch risikoäquivalente Versicherungsprämien Arbeitslosen- und Rentenversicherung miteinander zu kombinieren, um relativ sozialverträgliche Verteilungsergebnisse zu erzielen. Insofern kann das in dieser Arbeit vorgestellte System privater Arbeitslosen- und Rentenversicherung als Denkanstoß zur Umgestaltung der deutschen Sozialversicherung dienen.



## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 4.1: Verlaufsdiagramm zum Versicherungsvertrag in der Arbeitslosenversicherung .....	77
Abbildung 4.2: Entwicklung der westdeutschen Arbeitslosenquote und des Zinsänderungsrisikos von 1967 bis 2006 .....	82
Abbildung 5.1: Theoretisches Grundgerüst zur Erklärung der Langlebigkeit.....	108
Abbildung 6.1: Exemplarische Hazard-Ratenverläufe in Teil- und Gesamtpopulation.....	142
Abbildung 6.2: Verschiedene Möglichkeiten der Spell-Überschneidung und ihre Bereinigung.....	155
Abbildung 7.1: Geschätzte monatliche Basisaustrittswahrscheinlichkeiten aus leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (ohne exogene Variablen).....	176
Abbildung 7.2: Geschätzte monatliche Basisaustrittswahrscheinlichkeiten aus leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mit exogenen Variablen) .....	177
Abbildung 7.3: Schematisches Prognose-Realisationsdiagramm zur geschätzten Verweildauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit.....	183
Abbildung 7.4: Jährliche Sterbewahrscheinlichkeit nach dem 65. Lebensjahr nach verschiedenen Sterbetafeln (Männer) .....	195
Abbildung 7.5: Jährliche Sterbewahrscheinlichkeit nach dem 65. Lebensjahr nach verschiedenen Sterbetafeln (Frauen).....	195
Abbildung 7.6: Fallzahlen und Todesfälle im SOEP (Männer) .....	196
Abbildung 7.7: Fallzahlen und Todesfälle im SOEP (Frauen).....	196
Abbildung 7.8: Koeffizientenschätzungen der Jahresdummies im SOEP .....	197
Abbildung 7.9: Schematisches Prognose-Realisationsdiagramm zur geschätzten Verweildauer in Rente .....	201

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 3.1: Risikopolitische Instrumente im Überblick .....	47
Tabelle 4.1: Festzulegende Parameter des Versicherungsvertrags in Arbeitslosen- und Rentenversicherung.....	75
Tabelle 5.1: Ausgewählte empirische Arbeiten zu den Determinanten des Arbeitslosigkeitseintritts .....	91
Tabelle 5.2: Ausgewählte empirische Arbeiten zu den Determinanten der Arbeitslosigkeitsdauer .....	95
Tabelle 5.3: Ausgewählte empirische Arbeiten zu den Determinanten der Langlebigkeit.....	111
Tabelle 5.4: Ausgewählte empirische Arbeiten zum Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Gesundheit bzw. Lang- lebigkeit .....	119
Tabelle 6.1: Bestimmung von Abschreibungsraten zur Alters- standardisierung der Variablen Gesundheitszustand und Arbeitslosigkeit mittels Personen-Fixed-Effects- Schätzungen .....	160
Tabelle 7.1: Beschreibung der Variablen zu Schätzungen der Arbeitslosigkeit.....	164
Tabelle 7.2: Logit-Schätzungen zum Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004.....	168
Tabelle 7.3: Prognosegüte der Logit-Schätzungen zum Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004.....	172
Tabelle 7.4: Logit-Schätzungen zum Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 1997–2000.....	173
Tabelle 7.5: Out-of-Sample-Prognosegüte der Logit-Schätzungen zum Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 1997–2000 für den Zeitraum 2001–2004.....	175
Tabelle 7.6: Logit-Schätzungen zum Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004.....	178

Tabelle 7.7: Prognosegüte der Logit-Schätzungen zum Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004.....	182
Tabelle 7.8: Logit-Schätzungen zum Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 1997–2000.....	184
Tabelle 7.9: Out-of-Sample-Prognosegüte der Logit-Schätzungen zum Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 1997–2000 für den Zeitraum 2001–2004.....	187
Tabelle 7.10: Beschreibung der Variablen zu Schätzungen der Langlebigkeit.....	190
Tabelle 7.11: Logit-Schätzungen zum Renteneintritt.....	192
Tabelle 7.12: Prognosegüte der Logit-Schätzungen zum Renteneintritt...	193
Tabelle 7.13: Logit-Schätzungen zum Verbleib in Rente.....	198
Tabelle 7.14: Prognosegüte der Logit-Schätzungen zum Verbleib in Rente	200
Tabelle 7.15: Tarifklassen in der Arbeitslosenversicherung.....	204
Tabelle 7.16: Punktschätzung und Konfidenzintervalle der monatlichen Nettorisikoprämie in der Arbeitslosenversicherung pro € monatlicher Versicherungsleistung für verschiedene Tarifklassen.....	205
Tabelle 7.17: Punktschätzung und Konfidenzintervalle der monatlichen Nettorisikoprämie in der Rentenversicherung pro € monatlicher Versicherungsleistung für verschiedene Tarifklassen.....	207
Tabelle 7.18: Monatliche Bruttoprämie in Arbeitslosen- und Rentenversicherung für ausgewählte Versicherungsnehmer.....	210

## Verzeichnis der Anhangtabellen

Tabelle A1: Bestimmung von Abschreibungsraten zur Altersstandardisierung des subjektiven Gesundheitszustands mittels alternativer Schätzverfahren.....	245
Tabelle A2: Logit-Schätzungen zum Eintritt von leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 12-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004.....	246
Tabelle A3: Logit-Schätzungen zum Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 12-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004.....	248

Tabelle A4: 70 %-Konfidenzintervalle der Koeffizienten von Schätzmodell (3) zum Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004 .....	250
Tabelle A5: 80 %-Konfidenzintervalle der Koeffizienten von Schätzmodell (3) zum Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004.....	251
Tabelle A6: 95 %-Konfidenzintervalle der Koeffizienten von Schätzmodell (3) zum Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004.....	252
Tabelle A7: 70 %-Konfidenzintervalle der Koeffizienten von Schätzmodell (3) zum Eintritt und Verbleib in Rente.....	253
Tabelle A8: 80 %-Konfidenzintervalle der Koeffizienten von Schätzmodell (3) zum Eintritt und Verbleib in Rente.....	253
Tabelle A9: 95 %-Konfidenzintervalle der Koeffizienten von Schätzmodell (3) zum Eintritt und Verbleib in Rente.....	254
Tabelle A10: Punktschätzwerte für die Eintrittswahrscheinlichkeit und Verbleibsdauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit bzw. Rente für verschiedene Tarifklassen.....	255
Tabelle A11: 70 %-Konfidenzintervalle für die Eintrittswahrscheinlichkeit und Verbleibsdauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit bzw. Rente für verschiedene Tarifklassen.....	256
Tabelle A12: 80 %-Konfidenzintervalle für die Eintrittswahrscheinlichkeit und Verbleibsdauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit bzw. Rente für verschiedene Tarifklassen.....	257
Tabelle A13: 95 %-Konfidenzintervalle für die Eintrittswahrscheinlichkeit und Verbleibsdauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit bzw. Rente für verschiedene Tarifklassen.....	258

## Literatur

- Abbring, J.; van den Berg, G. (2007): The Unobserved Heterogeneity Distribution in Duration Analysis. In: *Biometrika*, 94. Jg., H. 1, S. 87–99.
- Acemoglu, D.; Shimer, R. (2000): Productivity Gains from Unemployment Insurance. In: *European Economic Review*, 44. Jg., H. 7, S. 1195–1224.
- Addison, J.; Centeno, M.; Portugal, P. (2004): Reservation Wages, Search Duration, and Accepted Wages in Europe. IZA Discussion Paper 1252.
- Ainslie, R. (2000): Annuity and Insurance Products for Impaired Lives. Presented to the Staple Inn Actuarial Society on 9 May 2000.
- Akerlof, G. (1982): Labor Contracts as Partial Gift Exchange. In: *Quarterly Journal of Economics*, 97. Jg., H. 4, S. 543–569.
- Akerlof, G. (1970): The Markets for Lemons. Quality, Uncertainty and the Market Mechanism. In: *Quarterly Journal of Economics*, 84. Jg., H. 3, S. 488–500.
- Akerlof, G.; Yellen, J. (1990): The Fair Wage–Effort Hypothesis and Unemployment. In: *Quarterly Journal of Economics*, 105. Jg., H. 2, S. 255–283.
- Allgemeines Gleichbehandlungsgesetz: (AGG) vom 14.08.2006 (BGBl. I S. 1897; zuletzt geändert durch Artikel 19 Abs. 10 des Gesetzes vom 12.12.2007 BGBl. I S. 2840).
- Allison, P. (1984): *Event History Analysis. Regression for Longitudinal Event Data*. Newbury Park, London, New Delhi (Sage).
- Allison, P. (1982): Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories. In: *Sociological Methodology*, 13. Jg., S. 61–98.
- Andreß, H.-J. (1996): Arbeitslosigkeit und Arbeitsunfähigkeit. Eine empirische Analyse langfristiger Folgen von Arbeitslosigkeit mit Krankenkassendaten. In: Behrens, J.; Voges, W. (Hrsg.): *Kritische Übergänge. Statuspassagen und sozialpolitische Institutionalisierung*. Frankfurt, New York (Campus). S. 227–273.
- Arbeitsgemeinschaft Selbständiger Unternehmer (1984): *Eine marktwirtschaftliche Reform der Arbeitslosenversicherung. ASU-Konzeption zur Verbesserung der Sicherung gegen Folgen von Arbeitslosigkeit*. Bonn.
- Arnds, P.; Bonin, H. (2002): Frühverrentung in Deutschland: Ökonomische Anreize und institutionelle Strukturen. IZA Discussion Paper 666.
- Arrow, J. (1996): Estimating the Influence of Health as a Risk Factor on Unemployment. A Survival Analysis of Employment Durations for Workers Surveyed in the German Socio-Economic Panel (1984–1990). In: *Social Science & Medicine*, 42. Jg., H. 12, S. 1651–1659.
- Arrow, K. (1971): *Essays in the Theory of Risk-Bearing*. Amsterdam, London (North-Holland Publ. Co.).

- Arulampalam, W.; Stewart, M. (1995): The Determinants of Individual Unemployment Durations in an Era of High Unemployment. In: *The Economic Journal*, 105. Jg., H. 429, S. 321–332.
- Azariadis, C. (1975): Implicit Contracts and Unemployment Equilibria. In: *The Journal of Political Economy*, 83. Jg., H. 6, S. 1183–1202.
- Bach, C. (1999): *Negativauslese und Tariffdifferenzierung im Versicherungssektor. Ökonomische Modelle und ökonometrische Analysemethoden*. Wiesbaden (Deutscher Universitätsverlag).
- Baily, M. (1974): Wages and Employment under Uncertain Demand. In: *The Review of Economic Studies*, 41. Jg., H. 1, S. 37–50.
- Bammann, K.; Helmert, U. (2000): Arbeitslosigkeit, soziale Ungleichheit und Gesundheit. In: Helmert, U.; Bammann, K.; Voges, W.; Müller, R. (Hrsg.): *Müssen Arme früher sterben? Soziale Ungleichheit und Gesundheit in Deutschland*. Weinheim, München (Juventa). S. 159–185.
- Barr, N. (2001): *The Welfare State as Piggy Bank. Information, Risk, Uncertainty, and the Role of the State*. Oxford (Oxford University Press).
- Barr, N. (1992): Economic Theory and the Welfare State. A Survey and Interpretation. In: *Journal of Economic Literature*, 30. Jg., H. 2, S. 741–803.
- Bartley, M.; Ferrie, J.; Montgomery, S. (2001): Living in a High-Unemployment Economy. Understanding the Health Consequences. In: Marmot, M.; Wilkinson, R. (Hrsg.): *Social Determinants of Health*. Oxford. S. 81–103.
- Beale, E. (1970): Note on Procedures for Variable Selection in Multiple Regression. In: *Technometrics*, 12. Jg., H. 4, S. 909–914.
- Becker, G. (1962): Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. In: *The Journal of Political Economy*, 70. Jg., H. 5, S. 9–49.
- Becker, R. (1998): Bildung und Lebenserwartung in Deutschland. Eine empirische Längsschnittuntersuchung aus der Lebensverlaufsperspektive. In: *Zeitschrift für Soziologie*, 27. Jg., H. 2, S. 133–150.
- Beenstock, M. (1986): Competitive Unemployment Insurance in the Market Economy. In: *Economic Affairs*, 6. Jg., H. 6, S. 10–13.
- Beenstock, M. (1985): Competitive Unemployment Insurance Pricing. In: *Geneva Papers of Risk and Insurance*, 10. Jg., H. 34, S. 23–31.
- Beenstock, M.; Brasse, V. (1986): *Insurance for Unemployment*. London (Allen & Unwin).
- Behrens, J.; Arrow, O.; Dorenburg, U.; Dreyer-Tümmel, A. (1992): Gesundheitsberichterstattung und Beschäftigtenmobilität. Welchen Beitrag kann die multivariate Analyse von GKV-Daten zur Identifizierung der Bedingungen beruflicher Labilisierung leisten? In: Laaser, U.; Schwartz, F. (Hrsg.): *Gesundheitsberichterstattung und Public Health in Deutschland*. Berlin, Heidelberg, New York u. a. (Springer). S. 379–392.

- Bellmann, L.; Hilpert, M.; Kistler, E.; Wahse, J. (2003): Herausforderungen des demografischen Wandels für den Arbeitsmarkt und die Betriebe. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 36. Jg., H. 2, S. 133–149.
- Bender, S.; Fahrmeir, L.; Lang, S. (2000): Determinanten der Arbeitslosigkeitsdauer in Westdeutschland. In: Büchel, F.; Diwald, M.; Kraus, P.; Mertens, A.; Solga, H. (Hrsg.): Zwischen drinnen und draußen. Arbeitsmarktchancen und soziale Ausgrenzung in Deutschland. Opladen (Leske und Budrich). S. 79–94.
- Berchem, S. v. (2005): Reform der Arbeitslosenversicherung und Sozialhilfe. Markt, Staat und Föderalismus. Hamburg (Dr. Kovac).
- Berliner, B. (1982): Die Grenzen der Versicherbarkeit von Risiken. Zürich.
- Berth, F. (2006): Der kleine Unterschied. Wer viel verdient, wird älter – eine neue Studie weist nach, dass das auch in Deutschland gilt. In: Süddeutsche Zeitung vom 12.05.2006.
- Berth, H.; Förster, P.; Brähler, E. (2003): Gesundheitsfolgen von Arbeitslosigkeit und Arbeitsplatzunsicherheit bei jungen Erwachsenen. In: Das Gesundheitswesen, 65. Jg., H. 10, S. 555–560.
- Berthold, N. (2005): Mehr Effizienz und Gerechtigkeit. Wege zur Entflechtung des Sozialstaates. In: Perspektiven der Wirtschaftspolitik, 6. Jg., H. 2, S. 233–254.
- Berthold, N. (2001): Der Sozialstaat der Zukunft – mehr Markt, weniger Staat. Würzburg 2001.
- Berthold, N. (2000): Mehr Beschäftigung. Sisyphusarbeit gegen Tarifpartner und Staat. Bad Homburg.
- Berthold, N. (1997): Sozialstaat und marktwirtschaftliche Ordnung. Ökonomische Theorie des Sozialstaates. In: Hartwig, K.-H. (Hrsg.): Alternativen der sozialen Sicherung – Umbau des Sozialstaates. Baden-Baden (Nomos). S. 10–41.
- Berthold, N. (1991): Ansätze einer ökonomischen Theorie der Sozialpolitik. Normative und positive Aspekte. In: Jahrbuch für Sozialwissenschaft, 42. Jg., H. 2, S. 145–178.
- Berthold, N. (1988): Marktversagen, staatliche Intervention und Organisationsformen sozialer Sicherung. In: Rolf, G.; Spahn, B.; Wagner, G. (Hrsg.): Sozialvertrag und Sicherung. Zur ökonomischen Theorie staatlicher Versicherungs- und Umverteilungssysteme. Frankfurt, New York (Campus). S. 339–369.
- Berthold, N.; Berchem, S. v. (2004): Reform der Arbeitslosenversicherung. Markt, Staat oder beides? Würzburg.
- Berthold, N.; Berchem, S. v. (2002): Kampf gegen Arbeitslosigkeit und Armut. Markt, Staat und Föderalismus. Berlin.
- Berthold, N.; Külp, B. (1987): Rückwirkungen ausgewählter Systeme der Sozialen Sicherung auf die Funktionsfähigkeit der Marktwirtschaft. Berlin (Duncker & Humblot).

- Biedenkopf, K. (1987): Reform des Steuer- und des Sozialsystems. In: Steuerberater-Jahrbuch, 38. Jg., S. 29–49.
- Biewen, M.; Wilke, R. (2005): Unemployment Duration and the Length of Entitlement Periods for Unemployment Benefits. Do the IAB Employment Subsample and the German Socio-Economic Panel Yield the same Results? In: Allgemeines Statistisches Archiv, 88. Jg., H. 2, S. 209–236.
- Blake, D.; Beenstock, M. (1988): The Stochastic Analysis of Competitive Unemployment Insurance Premiums. In: European Economic Review, 32. Jg., H. 1, S. 7–25.
- Blanchard, O.; Summers, L. (1987): Hysteresis in Unemployment. In: European Economic Review, 31. Jg., H. 1/2, S. 288–295.
- Blossfeld, H.-P.; Hamerle, A.; Mayer, K. (1986): Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt, New York (Campus).
- Blundell, R. (2000): Work Incentives and 'In-Work' Benefit Reforms. A Review. In: Oxford Review of Economic Policy, 16. Jg., H. 1, S. 27–44.
- Boadway, R.; Marceau, N. (1994): Time Inconsistency as a Rationale for Public Unemployment Insurance. In: International Tax and Public Finance, 1. Jg., H. 2, S. 107–126.
- Boadway, R.; Wildasin, D. (1984): Public Sector Economics. 2. Auflage. Boston, Toronto (Longman Higher Education).
- Böckerman, P. (2004): Perception of Job Instability in Europe. In: Social Indicators Research, 67. Jg., H. 3, S. 283–314.
- Boehmke, F.; Morey, D.; Shannon, M. (2006): Selection Bias and Continuous-Time Duration Models: Consequences and a Proposed Solution. In: American Journal of Political Science, 50. Jg., H. 1, S. 192–207.
- Börsch-Supan, A. (2004a): Aus der Not eine Tugend – Zukunftsperspektiven einer alternden Gesellschaft. Vortrag bei der Herbert-Quandt-Stiftung zu den 22. Sinclair-Haus Gesprächen am 7. und 8. Mai 2004, Überarbeitung 16. Juni 2004. Mannheim.
- Börsch-Supan, A. (2004b): Faire Abschlüsse in der gesetzlichen Rentenversicherung. Beitrag für ein Symposium im „Sozialen Fortschritt“ Mannheim.
- Börsch-Supan, A. (2002): Eine Blaupause für eine nachhaltige Rentenreform in Deutschland. Mannheim.
- Börsch-Supan, A. (2001): Nach der Reform ist vor der Reform. Weitere Schritte für eine nachhaltige Reform der Altersvorsorge in Deutschland. In: Zeitschrift für Wirtschaftspolitik, 50. Jg., H. 2, S. 159–168.
- Börsch-Supan, A. (2000a): Was für die Kapitaldeckung und was für das Umlageverfahren spricht. Mannheim.



- Börsch-Supan, A. (2000b): Rentabilitätsvergleiche im Umlage- und Kapitaldeckungsverfahren. Konzepte, empirische Ergebnisse, sozialpolitische Konsequenzen. Mannheim.
- Börsch-Supan, A. (1998): Zur deutschen Diskussion eines Übergangs vom Umlage- zum Kapitaldeckungsverfahren in der gesetzliche Rentenversicherung. In: Finanzarchiv, 55. Jg., H. 3, S. 400–428.
- Börsch-Supan, A. (1997): Sozialpolitik. In: Hagen, J. v. (Hrsg.): *Springers Handbuch der Volkswirtschaftslehre*. Berlin (Springer). S. 181–234.
- Börsch-Supan, A.; Wilke, C. (2007): Szenarien zur mittel- und langfristigen Entwicklung der Anzahl der Erwerbspersonen und der Erwerbstätigen in Deutschland. Mannheim.
- Booth, A.; Burda, M.; Calmfors, L.; Checchi, D.; Naylor, R.; Visser, J. (2000): What do Unions do in Europe? Prospects and Challenges for Union Presence and Union Influence. A Report for the Fondazione Rodolfo DeBenedetti. Mailand.
- Borch, K.; Aase, K.; Sandmo, A. (1990): *Economics of Insurance*. North-Holland (Elsevier Science Publishers).
- Bormann, C. (1992): Arbeitslosigkeit und Gesundheit. Empirische Analysen auf der Basis der Daten aus dem 1. Nationalen Gesundheitssurvey der Bundesrepublik Deutschland aus den Jahren 1984 bis 1986. In: Sozialer Fortschritt, 3. Jg., H. 3, S. 63–66.
- Boss, A. (1983): Reform der Alterssicherung. In: Giersch, H. (Hrsg.): *Wie es zu schaffen ist. Agenda für die deutsche Wirtschaftspolitik*. Stuttgart (DVA). S. 278–296.
- Brenner, M. (1987): Economic Instability, Unemployment Rates, Behavioral Risks, and Mortality Rates in Scotland, 1952–1983. In: *International Journal of Health Services*, 17. Jg., H. 3, S. 475–487.
- Brenner, M. (1983): Mortality and Economic Instability. Detailed Analyses for Britain and Comparative Analyses for Selected Industrialized Countries. In: *International Journal of Health Services*, 13. Jg., H. 4, S. 563–620.
- Breyer, F. (1990): *Ökonomische Theorie der Alterssicherung*. München (Vahlen).
- Brinkmann, C. (1984): Die individuellen Folgen langfristiger Arbeitslosigkeit. Ergebnisse einer repräsentativen Längsschnittuntersuchung. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 17. Jg., H. 4, S. 454–473.
- Brinkmann, C.; Potthoff, P. (1983): Gesundheitliche Probleme in der Eingangsphase der Arbeitslosigkeit. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 16. Jg., H. 4, S. 378–394.
- Bronars, S. (1985): Fair Pricing of Unemployment Insurance Premiums. In: *The Journal of Business*, 58. Jg., H. 1, S. 27–47.
- Bruttel, O. (2005): Private Versicherungskonten als Reformoption für die öffentliche Arbeitslosenversicherung. In: Sozialer Fortschritt, 54. Jg., H. 12, S. 290–296.

- Buchanan, J.; Tullock, G. (1962): *The Calculus of Consent. Logical Foundations of Constitutional Democracy*. Michigan (Ann Arbor).
- Bundesamt für Finanzdienstleistungsaufsicht (2007): PKV-Sterbetafel 2008. [http://www.bafin.de/cln\\_006/nn\\_721290/SharedDocs/Downloads/DE/Service/Statsken/sttistiken2007/Weitere\\_20Statistiken/st\\_2008\\_\\_pkv\\_\\_sterbetafel,templated=raw,property=publicationFile.pdf/st\\_2008\\_\\_pkv\\_\\_sterbetafel.pdf](http://www.bafin.de/cln_006/nn_721290/SharedDocs/Downloads/DE/Service/Statsken/sttistiken2007/Weitere_20Statistiken/st_2008__pkv__sterbetafel,templated=raw,property=publicationFile.pdf/st_2008__pkv__sterbetafel.pdf) [Stand 12.09.2007].
- Buomberger, P. (1997): Eidgenössische Abstimmung vom 28. September. Eine private Arbeitslosenversicherung? Stellenlosigkeit als Risiko wie jedes andere. In: *Neue Zürcher Zeitung* vom 21.08.1997.
- Burdett, K.; Vishwanath, T. (1988): Declining Reservation Wages and Learning. In: *The Review of Economic Studies*, 55. Jg., H. 4, S. 655–666.
- Burtless, G.; Schäfer, H. (2002): Lohnversicherung. Ein neues Angebot für Deutschlands Arbeitslose. Sankt Augustin.
- Cahuc, P.; Zylberberg, A. (2004): *Labor Economics*. Cambridge/Mass., London (MIT Press).
- Cahuzac, E. (1998): Past Unemployment Influences on the Incidence of Belgian Employees Unemployment. In: *Brussels Economic Review*, 41. Jg., H. 3, S. 231–254.
- Card, D.; Chetty, R.; Weber, A. (2007): The Spike at Benefit Exhaustion: Leaving the Unemployment System or Starting a New Job? In: *The American Economic Review*, 97. Jg., H. 2, S. 113–118.
- Cebulla, A. (2003): Zur Privatisierung der Arbeitsmarktpolitik in Großbritannien und Deutschland. Raum für private Arbeitslosenversicherung? In: *Zeitschrift für Sozialreform*, 49. Jg., H. 1, S. 134–152.
- Cebulla, A.; Heinelt, H.; Walker, R. (2000): *Unemployment and the Insurance Compensation Principle in Britain and Germany*. London.
- Chiu, H.; Karni, E. (1998): Endogenous Adverse Selection and Unemployment Insurance. In: *The Journal of Political Economy*, 106. Jg., H. 4, S. 806–827.
- Choi, H.; Shin, D. (2002): Do Past Unemployment Spells Affect the Duration of Current Unemployment? In: *Economics Letters*, 77. Jg., H. 2, S. 157–161.
- Christensen, B. (2003): Anspruchslohn und Arbeitslosigkeit in Deutschland. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 36. Jg., H. 4, S. 573–598.
- Cleves, M.; Gould, W.; Gutierrez, R. (2002): *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*. College Station (Stata Press).
- Cohen, A. (1991): Dummy Variables in Stepwise Regression. In: *The American Statistician*, 45. Jg., H. 3, S. 226–228.
- Conerly, W. (2002): Chile Leads the Way with Individual Unemployment Accounts. <http://www.ncpa.org/pub/ba/ba424/ba424.pdf> [Stand 16.10.2006].

- Corak, M. (1993): Is Unemployment Insurance Addictive? Evidence from the Benefit Durations of Repeat Users. In: *Industrial and Labor Relations Review*, 47. Jg., H. 1, S. 62–72.
- Cox, D. (1972): Regression Models and Life-Tables. In: *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 34. Jg., H. 2, S. 187–220.
- Cutler, D.; Deaton, A.; Lleras-Muney, A. (2006): The Determinants of Mortality. In: *Journal of Economic Perspectives*, 20. Jg., H. 3, S. 97–120.
- Deutsche Aktuarvereinigung (2007): Herleitung der DAV-Sterbetafel 2004R für Rentenversicherungen – Stand 21.05.2004. [http://www.fam.tuwien.ac.at/~reinhold/Rententafel/DAV/DAV\\_2004\\_R2.pdf](http://www.fam.tuwien.ac.at/~reinhold/Rententafel/DAV/DAV_2004_R2.pdf) [Stand 12.09.2007].
- Deutsche Bundesbank (2007a): Umlaufrenditen inländischer Inhaberschuldverschreibungen/Anleihen der öffentlichen Hand/Monatsdurchschnitte. [http://www.bundesbank.de/statistik/statistik\\_zeitreihen.php?lang=de&topen=zinsen&func=row&tr=WU0004](http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php?lang=de&topen=zinsen&func=row&tr=WU0004) [Stand 19.06.2007].
- Deutsche Bundesbank (2007b): DAX Performanceindex. [http://www.bundesbank.de/statistik/statistik\\_zeitreihen.php?lang=de&topen=wertpapiermaerkte&func=row&tr=WU046A](http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php?lang=de&topen=wertpapiermaerkte&func=row&tr=WU046A) [Stand 19.06.2007].
- Deutsche Bundesbank (2007c): REX Performanceindex. [http://www.bundesbank.de/statistik/statistik\\_zeitreihen.php?lang=de&topen=wertpapiermaerkte&func=row&tr=WU046A](http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php?lang=de&topen=wertpapiermaerkte&func=row&tr=WU046A) [Stand 16.06.2007].
- Deutscher Bundestag (2002): Schlussbericht der Enquete-Kommission „Demographischer Wandel – Herausforderungen unserer älter werdenden Gesellschaft an den Einzelnen und die Politik“. Bonn.
- Dietz, M.; Koch, S.; Walwei, U. (2006): Kombilohn. Ein Ansatz mit Haken und Ösen. IAB-Kurzbericht 3/2006.
- Dionne, G.; Lasserre, P. (1985): Adverse Selection, Repeated Insurance Contracts and Announcement Strategy. In: *The Review of Economic Studies*, 50. Jg., H. 4, S. 719–723.
- Doeringer, P.; Piore, M. (1971): *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Lexington/Mass. (D.C. Heath).
- Eekhoff, J. (1996): *Beschäftigung und soziale Sicherung*. Tübingen (Mohr Siebeck).
- Eekhoff, J.; Milleker, D. (2000): *Die Aufgaben der Arbeitslosenversicherung neu bestimmen*. Bad Homburg.
- Eibner, C.; Evans, W. (2005): Relative Deprivation, Poor Health, Habits, and Mortality. In: *The Journal of Human Resources*, 40. Jg., H. 3, S. 591–620.
- Eickstädt, J. (2001): *Alternative Risiko-Finanzierungsinstrumente und ihr Beitrag zur Lösung aktueller Probleme der Industrieversicherung*. München (Gerling Akademie Verlag).

- Eisen, R. (1997): Reformüberlegungen zur Arbeitslosenversicherung. In: Hauser, R. (Hrsg.): Reform des Sozialstaates I. Arbeitsmarkt, soziale Sicherung und soziale Dienstleistungen. Berlin. S. 45–75.
- Eisen, R. (1988): Versicherungsprinzip und Umverteilung. Einige theoretische Überlegungen zu den Grenzen des Versicherbaren. In: Rolf, G.; Spahn, B.; Wagner, G. (Hrsg.): Sozialvertrag und Sicherung. Zur ökonomischen Theorie staatlicher Versicherungs- und Umverteilungssysteme. Frankfurt, New York (Campus). S. 117–127.
- Eisen, R.; Zweifel, P. (2003): Versicherungsökonomie. 2. Auflage. Berlin, Heidelberg, New York u. a. (Springer).
- Elias, P.; Steiner, V. (1998): Labour Markets in Transition. Britain and Germany Compared. London.
- Elkeles, T.; Seifert, W. (1993): Arbeitslose und ihre Gesundheit. Langzeitanalysen für die Bundesrepublik Deutschland. In: Sozial- und Präventivmedizin, 38. Jg., H. 3, S. 148–155.
- Elkeles, T.; Seifert, W. (1992): Arbeitslosigkeit und Gesundheit. Langzeitanalysen mit dem Sozio-Ökonomischen Panel. In: Soziale Welt, 43. Jg., H. 3, S. 278–300.
- Elstad, J.; Krokstad, S. (2003): Social Causation, Health-Selective Mobility, and the Reproduction of Socioeconomic Health Inequalities Over Time. Panel Study of Adult Men. In: Social Science & Medicine, 57. Jg., H. 8, S. 1475–1489.
- Engelhard, P.; Geue, H. (1998): Arbeitslosenversicherung in tarifpartnerschaftlicher Regie. In: List Forum, 24. Jg., H. 2, S. 132–146.
- Engler, H. (2004): Die Arbeitslosenversicherung privatisieren? In: Schaltegger, C.; Schaltegger, S. (Hrsg.): Perspektiven der Wirtschaftspolitik. Festschrift zum 65. Geburtstag von Prof. Dr. René L. Frey. Zürich (VDF). S. 701–717.
- Fahrmeir, L.; Lang, S.; Wolff, J.; Bender S. (2003): Semiparametric Bayesian Time-Space Analysis of Unemployment Duration. In: Allgemeines Statistisches Archiv, 87. Jg., H. 3, S. 281–307.
- Farny, D. (2006): Versicherungsbetriebslehre. 4. Auflage. Karlsruhe (VWV).
- Faure, M. (1995): The Limits of Insurability from a Law and Economics Perspective. In: Geneva Papers of Risk and Insurance, 20. Jg., H. 76, S. 454–462.
- Feist, H. (2000): Arbeit statt Sozialhilfe. Zur Reform der Grundsicherung in Deutschland. Tübingen (Mohr Siebeck).
- Feldmann, H. (2008): The Quality of Industrial Relations and Unemployment around the World. In: Economic Letters, Jg. 99, H. 1, S. 200–203.
- Feldstein, M. (1978): The Effect of Unemployment Insurance on Temporary Layoff Unemployment. In: The American Economic Review, 68. Jg., H. 5, S. 834–846.
- Feldstein, M. (1975): Unemployment Insurance. Time for Reform. In: Harvard Business Review, Jg. 53, H. 2, S. 51–61.

- Feldstein, M.; Altman, D. (1998): Unemployment Insurance Savings Accounts. NBER Working Paper 6860.
- Feldstein, M.; Samwick, A. (1998): The Transition Path in Privatizing Social Security. In: Feldstein, M. (Hrsg.): Privatizing Social Security. Chicago, London (University of Chicago Press). S. 215–260.
- Ferrera, M. (1993): Citizens and Social Protection. Main Results From an Eurobarometer Survey. Brüssel.
- Fieldhouse, E. (1996): Putting Unemployment in its Place. Using the Samples of Anonymized Records to Explore the Risk of Unemployment in Great Britain in 1991. In: Regional Studies. Journal of the Regional Studies Association, 30. Jg., H. 2, S. 119–133.
- Fölster, S.; Gidehag, R.; Orszag, M.; Snower D. (2003): Health Accounts and Other Welfare Accounts. CESifo DICE Report 3/2003.
- Franz, W. (2006): Arbeitsmarktökonomik. 6., vollständig überarbeitete Auflage. Berlin, Heidelberg, New York (Springer).
- Franz, W. (2003): Arbeitsmarktökonomik. 5. überarbeitete Auflage. Berlin, Heidelberg, New York u. a. (Springer).
- Franz, W. (1982): Der Beitrag einiger neuerer mikroökonomischer Arbeitsmarkttheorien zur Erklärung der Arbeitslosigkeit. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 197. Jg., H. 1, S. 43–59.
- Freund, Y.; Schapire, R. (1997): A Decision-Theoretic Generalization of On-Line Learning and an Application to Boosting. In: Journal of Computer and System Sciences, 55. Jg., H. 1, S. 119–139.
- Frey, H.; Nießen, G. (2001): Monte Carlo Simulation. Quantitative Risikoanalyse für die Versicherungsindustrie. München (Gerling Akademie Verlag).
- Galler, H. (1986): Übergangsratenmodelle bei intervalldatierten Ereignissen. In: Statistische Hefte, 27. Jg., S. 1–22.
- Gaudecker, H.-M. v. (2005): Differentielle Sterblichkeit in der GRV: Problemaufriss und erste Berechnungen. In: Forschungsrelevante Daten der Rentenversicherung. Bericht vom zweiten Workshop des Forschungsdatenzentrums der Rentenversicherung (FDZ-RV) vom 27. bis 29. Juni 2005 in Würzburg. DRV-Schriften, Band 55. Berlin. S. 242–252.
- Gaudecker, H.-M. v.; Scholz, R. (2006): Lifetime Earnings and Life Expectancy. Mannheim.
- Genosko, J.; Hirte, G.; Weber, R. (1999): Quersubventionierung in der Arbeitslosenversicherung. In: Wirtschaftsdienst, 79. Jg., H. 1, S. 44–49.
- Gerdtham, U.-G.; Johannesson, M. (2003): A Note on the Effect of Unemployment on Mortality. In: Journal of Health Economics, 22. Jg., H. 3, S. 505–518.

- Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft (2007): Statistisches Taschenbuch der Versicherungswirtschaft 2007. Berlin.
- Glismann, H.; Horn, E.-J. (1997): Hat das umlagefinanzierte Rentensystem noch eine Chance? In: Beihefte der Konjunkturpolitik, o. Jg., H. 46, S. 49–74.
- Glismann, H.; Horn, E.-J. (1996): Zur Reform des deutschen Systems der Alterssicherung. Kieler Arbeitspapiere 767.
- Glismann, H.; Horn, E.-J. (1995): Die Krise des deutschen Systems sozialer Sicherung. I. Die staatliche Alterssicherung. In: ORDO – Jahrbücher für die Ordnung von Wirtschaft und Gesellschaft, 46. Jg., S. 309–344.
- Glismann, H.; Schrader, K. (2005): Privatisierung der Arbeitslosenversicherung: Ein Konzept für Deutschland. Berlin, Heidelberg, New York (Springer).
- Glismann, H.; Schrader, K. (2003a): Zur Einführung privater Arbeitslosenversicherung in Deutschland. Kieler Arbeitspapier 1144.
- Glismann, H.; Schrader, K. (2003b): Private Arbeitslosenversicherung. Risikoprämien statt Zwangsbeiträge. In: Zeitschrift für Wirtschaftspolitik, 52. Jg., H. 2, S. 155–186.
- Glismann, H.; Schrader, K. (2003c): Eine effiziente Arbeitslosenversicherung für Deutschland. In: ORDO – Jahrbücher für die Ordnung von Wirtschaft und Gesellschaft, 54. Jg., S. 143–174.
- Glismann, H.; Schrader, K. (2003d): Unemployment Insurance in Germany. Problems and the Two-Pillar-System. In: Statistics Finland, Economic Trends, o. Jg., H. 3, S. 56–58.
- Glismann, H.; Schrader, K. (2002): Die Reform der deutschen Arbeitslosenversicherung vor dem Hintergrund ihrer Geschichte. Kieler Arbeitspapier 1112.
- Glismann, H.; Schrader, K. (2001a): Ein funktionstüchtiges System privater Arbeitslosenversicherung. Kieler Arbeitspapier 1076.
- Glismann, H.; Schrader, K. (2001b): Optionen einer effizienten Gestaltung der Arbeitslosenversicherung. Kieler Arbeitspapier 1052.
- Glismann, H.; Schrader, K. (2001c): Alternative Systeme der Arbeitslosenversicherung. Das Beispiel der Vereinigten Staaten und des Vereinigten Königreichs. Kieler Arbeitspapier 1032.
- Glismann, H.; Schrader, K. (2001d): Mehr Arbeitsplätze durch Umbau der Arbeitslosenversicherung. In: Orientierungen zur Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik, 90. Jg., H. 4, S. 27–31.
- Glismann, H.; Schrader, K. (2000): Zur Reform der deutschen Arbeitslosenversicherung. Probleme und Lösungsansätze in der deutschen Literatur. Kieler Arbeitspapier 995.
- Gordon, D. (1974): A Neo-Classical Theory Keynesian Unemployment. In: Economic Inquiry, 12. Jg., H. 4, S. 431–459.

- Gourieroux, C; Scaillet, O. (1997): Unemployment Insurance and Mortgages. In: Insurance: Mathematics and Economics, 20. Jg., H. 3, S. 173–195.
- Greene, W. (2004): The Behaviour of the Maximum Likelihood Estimator of Limited Dependent Variable Models in the Presence of Fixed Effects. In: The Econometrics Journal, 7. Jg., H. 1, S. 98–119.
- Greene, W. (2003): Econometric Analysis. Fifth Edition. Upper Saddle River (Prentice Hall).
- Grobe, T.; Schwartz, F. (2003): Gesundheitsberichterstattung des Bundes. Heft 13. Arbeitslosigkeit und Gesundheit. Stuttgart.
- Grubel, H. (1995): Wohlfahrtsstaat und Effizienz. Gibt es akzeptable Kompromisse? Kiel.
- Hainsken-DeNew, J.; Frick, J. (2005): DTC. Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel Study (SOEP). Version 8.0. <http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/38951/dtc.354256.pdf> [Stand 03.12.2007].
- Haley, J. (1990): Using the Financial Markets to Hedge the Risk of Unemployment in the Offering of a Private Unemployment Insurance Product. Ann Arbor.
- Hall, D. (2000): Zero-Inflated Poisson and Binomial Regression with Random Effects: A Case Study. In: Biometrics, 56. Jg., H. 4, S. 1030–1039.
- Ham, J.; Rea, S. (1987): Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada. In: Journal of Labor Economics, 5. Jg., H. 3, S. 325–353.
- Hamerle, A.; Tutz, G. (1989): Diskrete Modelle zur Analyse von Verweildauer und Lebenszeiten. Frankfurt, New York (Campus).
- Handelskammer Hamburg (2002): Mehr Markt für den Arbeitsmarkt. Mit dem Dreisprung zu mehr Beschäftigung. Hamburg.
- Hanefeld, U. (1987): Das Sozioökonomische Panel. Grundlagen und Konzeption. Frankfurt, New York (Campus).
- Hannan, E.; Quinn, B. (1979): The Determination of the Order of an Autoregression. In: Journal of the Royal Statistic Society, Series B, 41. Jg., H. 2, S. 190–195.
- Hartmann, P. (1998): Grenzen der Versicherbarkeit. Private Arbeitslosenversicherung. Frankfurt (Peter Lang).
- Heckman, J.; Borjas, G. (1980): Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence. In: Economica, 47. Jg., H. 187, S. 247–283.
- Heckman, J.; Singer, B. (1984): Econometric Duration Analysis. In: Journal of Econometrics, 24. Jg., H. 1/2, S. 63–132.
- Heining, J.; Lingens, J. (2006): Determinanten der Verweildauer in Arbeitslosigkeit in Deutschland. In: Wirtschaftsdienst, 86. Jg., H. 3, S. 168–174.

- Helberger, C. (1982): Arbeitslosigkeit als Gegenstand mikroökonomischer Theorien zur Funktionsweise der Arbeitsmärkte. In: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsfor- schung, 50. Jg., H. 4, S. 398–412.
- Helten, E.; Karten, W. (1984): Das Risiko und seine Kalkulation Teil 1–3. In: Gro- ße, W.; Müller-Lutz, H.; Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungszyklopädie. Band 2. Versicherungsbetriebslehre. Wiesbaden (Gabler). S. 125–275.
- Henderson, R.; Keiding, N. (2005): Individual Survival Time Prediction Using Statis- tical Models. In: Journal of Medical Ethics, 31. Jg., H. 12, S. 703–706.
- Herold, B.; Paetzmann, K. (1999): Alternativer Risiko-Transfer. Die neuen Wege der Industrieversicherung. 2. Auflage. München (Gerling Akademie Verlag).
- Himmelreicher, R.; Sewöster, D.; Scholz, R.; Schulz, A. (2008): Die fernere Lebens- erwartung von Rentnern und Pensionären im Vergleich. In: WSI-Mitteilungen, 61. Jg., H. 5, S. 274–280.
- Holleder, A. (2003): Arbeitslos – Gesundheit los – chancenlos? IAB-Kurzbericht 4/2003.
- Holleder, A. (2002): Arbeitslosigkeit und Gesundheit. Ein Überblick über empiri- sche Befunde und die Arbeitslosen- und Krankenkassenstatistik. In: Mitteilun- gen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 35. Jg., H. 3, S. 411–428.
- Holz, M.; Hauser, H.-E. (2000): Analyse eines Vorschlags zur Reform der deutschen Arbeitslosenversicherung. Bonn.
- Homburg, S. (1988): Theorie der Alterssicherung. Berlin, Heidelberg, New York u. a. (Springer).
- Hopenhayn, H.; Nicolini, J. (1997): Optimal Unemployment Insurance. In: The Jour- nal of Political Economy, 105. Jg., H. 2, S. 412–438.
- Huber, C. (2001): Neue Instrumente für massgeschneiderte Versicherungslösungen. In: Winterthur Vorsorge, o. Jg., H. 1, S. 12–15.
- Huber, P. (1967): The Behaviour of Maximum Likelihood Estimates Under Nonstan- dard Conditions. In: LeCam, L.; Neyman, J. (Hrsg.): Proceedings of the Fifth Ber- keley Symposium on Mathematical Statistics and Probability 1. Berkeley (Uni- versity of California Press). S. 221–233.
- Hübler, O. (2006): Nichtlineare Paneldatenmodelle. In: Ludwig, U.; Bellmann, L. (Hrsg.): Beschäftigungsanalysen mit den Daten des IAB-Betriebspanels. Ta- gungsband. Beiträge zum Workshop des IAB und IWH 2005. Halle. S. 15–52.
- Hübler, O. (1989): Ökonometrie. Stuttgart, New York (Fischer).
- Hujer, R.; Schneider, H. (1996): Institutionelle und strukturelle Determinanten der Arbeitslosigkeit in Westdeutschland. Eine mikroökonomische Analyse mit Pa- neldaten. In: Gahlen, B.; Hesse, H.; Ramser, H. (Hrsg.): Arbeitslosigkeit und Mög- lichkeiten ihrer Überwindung. Tübingen (Mohr Siebeck). S. 53–76.



- Hujer, R.; Schneider, H. (1992): Strukturelle und institutionelle Determinanten der Arbeitslosigkeit aus mikroanalytischer Sicht. In: Hujer, R.; Schneider, H.; Zapf, W. (Hrsg.): Herausforderungen an den Wohlfahrtsstaat im strukturellen Wandel. Frankfurt, New York (Campus). S. 315–341.
- Hunt, J. (1995): The Effects of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany. In: *Journal of Labor Economics*, 13. Jg., H. 1, S. 88–120.
- Idler, E.; Benyamini, Y. (1997): Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. In: *Journal of Health and Social Behavior*, 38. Jg., H. 1, S. 21–37.
- Infratest Sozialforschung (2002): Verbesserung der Datengrundlagen für Mortalitäts- und Morbiditätsanalysen: Verbleibstudie bei Panelausfällen im SOEP. <http://www.diw.de/documents/dukumentenarchiv/17/40153/verbleibstudie.357184.pdf> [Stand 03.12.2007].
- Jaeger, K. (1996): Gewerkschaftsverhalten und Arbeitslosigkeit. In: Gahlen, B.; Hesse, H.; Ramser, H. (Hrsg.): Arbeitslosigkeit und Möglichkeiten ihrer Überwindung. Tübingen (Mohr Siebeck). S. 179–209.
- Jenkins, S. (2005): Survival Analysis. 18 July 2005. <http://www.iser.essex.ac.uk/teaching/degree/stephenj/ec968/pdfs/ec968lnotesv6.pdf> [Stand 18.06.2007].
- Jenkins, S. (1995): Practitioner's Corner. Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57. Jg., H. 1, S. 129–138.
- Jenkins, S.; Lynn, P.; Jäckle, A.; Sala, E. (2005): Linking Household Survey and Administrative Records Data: What Should the Matching Variables Be? DIW Discussion Paper 489.
- Kahlenberg, J. (2005): Storno und Profitabilität in der Privathaftpflichtversicherung. Eine Analyse unter Verwendung von univariaten und bivariaten verallgemeinerten Modellen. Aachen (Shaker).
- Kaiser, L.; Siedler, T. (2001): Die Dauer der Arbeitslosigkeit in Deutschland und Großbritannien: Ein internationaler Vergleich (1990–1995). In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 34. Jg., H. 4, S. 402–418.
- Kalkulationsverordnung: Verordnung über die versicherungsmathematischen Methoden zur Prämienkalkulation und zur Berechnung der Alterungsrückstellungen in der privaten Krankenversicherung. (Kalkulationsverordnung – KalV) vom 18.11.1996 (BGBl. I S. 1783; zuletzt geändert durch die Verordnung vom 27.11.2007 BGBl. I S. 2766).
- Kaltenborn, B. (2001): Kombilöhne in Deutschland. Eine systematische Übersicht. IAB-Werkstattbericht 14/2001.

- Karten, W. (1972): Zum Problem der Versicherbarkeit und zur Risikopolitik des Versicherungsunternehmens. Betriebswirtschaftliche Aspekte. In: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, 61. Jg., H. 2/3, S. 279–299.
- Kehl, K. (2006): Geld macht oft alt. Was beeinflusst die Lebenserwartung? In: Rheinischer Merkur vom 08.06.2006.
- Kennedy, P. (1995): A Guide to Econometrics. Third Edition. Oxford, Cambridge (Blackwell).
- Kiefer, N. (1988): Economic Duration Data and Hazard Functions. In: Journal of Economic Literature, 26. Jg., H. 2, S. 646–679.
- Kiefer, N.; Neumann, G. (1979): An Empirical Job-Search Model, with a Test of the Constant Reservation-Wage Hypothesis. In: The Journal of Political Economy, 87. Jg., H. 11, S. 89–107.
- Kistler, E.; Hilpert, M. (2001): Auswirkungen des demographischen Wandels auf Arbeit und Arbeitslosigkeit. In: Aus Politik und Zeitgeschichte, B, o. Jg., H. 3/4, S. 5–13.
- Klein, T. (1999): Soziale Determinanten der aktiven Lebenserwartung. In: Zeitschrift für Soziologie, 28. Jg., H. 6, S. 488–464.
- Klein, T. (1993): Soziale Determinanten der Lebenserwartung. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 45. Jg., H. 4, S. 712–730.
- Klein, T. (1990): Arbeitslosigkeit und Wiederbeschäftigung im Erwerbsverlauf. Theorienansätze und empirische Befunde. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 42. Jg., H. 4, S. 688–705.
- Klein, T. (1988): Mortalitätsänderungen und Sterbetafelverzerrungen. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft, 14. Jg., H. 1, S. 49–67.
- Klein, T.; Schneider, S.; Löwel, H. (2001): Bildung und Mortalität. Die Bedeutung gesundheitsrelevanter Aspekte des Lebensstils. In: Zeitschrift für Soziologie, 30. Jg., H. 5, S. 384–400.
- Klein, T.; Unger, R. (2006): Einkommen und Mortalität im Lebensverlauf. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 58. Jg., Sonderheft 46, S. 144–157.
- Klein, T.; Unger, R. (2001): Einkommen, Gesundheit und Mortalität in Deutschland, Grossbritannien und den USA. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 53. Jg., H. 1, S. 96–110.
- Knappe, E. (1995): Umbau des Sozialstaates – Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung. In: List Forum, 21. Jg., H. 4, S. 342–371.
- Köhler, H. (2007): Im Gespräch: Bundespräsident Köhler. Zur Freiheit gehört Ungleichheit. In: Frankfurter Allgemeine Zeitung vom 29.12.2007.
- König, H. (1979): Job-Search-Theorien. In: Bombach, G.; Gahlen, B.; Ott A. (Hrsg.): Neuere Entwicklungen in der Beschäftigungstheorie und -politik. Tübingen (Mohr Siebeck). S. 63–115.

- Kohlmann, P. (1996): Individuelle Absicherung vor Arbeitslosigkeit. In: Zeitschrift des Deutschen Sparkassen- und Giroverbandes, 113. Jg., H. 8, S. 381–383.
- Kreditanstalt für Wiederaufbau (2005): Auswirkungen der demografischen Entwicklung auf die Kapitalmärkte. Frankfurt.
- Kruse, O. (1997): Modelle zur Analyse und Prognose des Schadenbedarfs in der Kraftfahrt-Haftpflichtversicherung. Karlsruhe (VWV).
- Kunreuther, H. (1976): Limited Knowledge and Insurance Protection. In: Journal of Public Policy, 2. Jg., H. 24, S. 237–252.
- Kyyrä, T.; Wilke, R. (2004): Reduction in the Long-Term Unemployment of the Elderly: A Success Story from Finland. ZEW Discussion Paper 04-63.
- Laisney, F.; Lechner, M.; Strom, S. (1991): Lessons from Specification Tests for a Labour Supply Model. In: Annales D'Économie et de Statistique, 20/21. Jg., S. 193–217.
- Lalive, R.; Ours, J. v.; Zweimüller, J. (2006): How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment. In: Review of Economic Studies, 73. Jg., H. 4, S. 1009–1038.
- Lambert, D. (1992): Zero-Inflated Poisson Regression, With an Application to Defects in Manufacturing. In: Technometrics, 34. Jg., H. 1, S. 1–14.
- Lancaster, T. (2000): The Incidental Parameter Problem Since 1948. In: Journal of Econometrics, 95. Jg., H. 2, S. 391–413.
- Lancaster, T.; Nickell, S. (1980): The Analysis of Re-employment Probabilities for the Unemployed. In: Journal of the Royal Statistical Society. Series A, 143. Jg., H. 2, S. 141–165.
- Lauterbach, K.; Lungen, M.; Stollwerk, B.; Gerber, A.; Klever-Deichert, G. (2006): Zum Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung. Köln.
- Lechner, M. (2000): An Evaluation of Public-Sector-Sponsored Continuous Vocational Training Programs in East Germany. In: The Journal of Human Resources, 35. Jg., H. 2, S. 347–375.
- Leinert, J.; Wagner, G. (2001): Theorie und Empirie steigender Lebenserwartung, Nachreservierung und „Umverteilung“ in der gesetzlichen Rentenversicherung. In: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, 90. Jg., H. 1, S. 75–100.
- Lentz, R.; Tranæs, T. (2005): Job Search and Saving: Wealth Effects and Duration Dependence. In: Journal of Labor Economics, 23. Jg., H. 3, S. 467–489.
- Licht, G.; Steiner, V. (1991): Abgang aus der Arbeitslosigkeit, Individualeffekte und Hysteresis. Eine Panelanalyse für die Bundesrepublik Deutschland. In: Helberger, C.; Bellmann, L.; Blaschke, D. (Hrsg.): Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit. Analysen auf der Grundlage des Sozioökonomischen Panels. Nürnberg. S. 182–206.

- Liebwein P. (2004): Rückversicherung. Unternehmensplanspiel Versicherungen. <http://www.riva-online.de/download/versplan-net-rueckversicherung-d.pdf> [Stand 27.04.06].
- Liebwein, P. (2000): Klassische und moderne Formen der Rückversicherung. Karlsruhe (VWW).
- Lillard, L.; Waite, L. (1995): 'Till Death Do Us Part: Marital Disruption and Mortality. In: *The American Journal of Sociology*, 100. Jg., H. 5, S. 1132–1156.
- Luderer, B. (2003): *Starthilfe Finanzmathematik. Zinsen – Kurse – Renditen*. 2. Auflage. Stuttgart (Teubner).
- Ludwig-Mayerhofer, W. (1992): Fakt und Artefakt in der Analyse von Arbeitslosigkeitsverläufen. Anmerkungen zu Thomas Kleins „Arbeitslosigkeit und Wiederbeschäftigung im Zeitverlauf“. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 44. Jg., H. 1, S. 124–133.
- Lutz, R. (2007): Was spricht eigentlich gegen eine private Arbeitslosenversicherung? In: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, 96. Jg., H. 2, S. 169–208.
- Luy, M. (2006): Differentielle Sterblichkeit: die ungleiche Verteilung der Lebenserwartung in Deutschland. In: Sozialverband VdK Bayern (Hrsg.): *Soziale Verunsicherung ohne Ende? Das politische System setzt die Bürger auch weiter unter Druck*. München. S. 61–82.
- Mack, T. (2002): *Schadenversicherungsmathematik*. 2., überarbeitete Auflage. Karlsruhe (VWW).
- Mantel, N. (1970): Why Stepdown Procedures in Variable Selection. In: *Technometrics*, 12. Jg., H. 3, S. 621–625.
- Martikainen, P. (1990): Unemployment and Mortality Among Finnish Men, 1981–5. In: *British Medical Journal*, 301. Jg., S. 407–411.
- Mavromaras, K.; Rudolph, H. (1995): Recalls – Wiederbeschäftigung im alten Betrieb. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 28. Jg., H. 2, S. 171–194.
- Menges, G. (1967): Vorausschätzungen mit Hilfe ökonometrischer Modelle. In: *Allgemeines Statistisches Archiv*, 51. Jg., H. 1, S. 45–54.
- Meyer, B. (1990): Unemployment Insurance and Unemployment Spells. In: *Econometrica*, 58. Jg., H. 4, S. 757–782.
- Meyer, U. (2007): Auswirkungen der Gesundheitsreform auf die PKV. In: *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, 56. Jg., H. 2, S. 180–189.
- Meyer, U. (2004): Sondervotum zum Abschlussbericht der Kommission zur Reform des Versicherungsvertragsrechts bezüglich der Übertragbarkeit der Alterungsrückstellungen in der PKV. <http://web.uni-bamberg.de/~ba6mo2/forschung/Sondervotum-Meyer.pdf> [Stand 02.01.08].

- Meyer, U. (2001): Mehr Wettbewerb in der privaten Krankenversicherung durch Übertragbarkeit der Alterungsrückstellungen.  
<http://web.uni-bamberg.de/sowi/economics/meyer/Forschung/me-Wb.pdf>  
 [Stand 18.04.2006].
- Meyer, U. (1999): Kfz-Haftpflichtversicherung in Europa. Vergleichende Untersuchung der ökonomisch-statistischen Situation.  
<http://web.uni-bamberg.de/sowi/economics/meyer/forschung/kfz/studie-deutsch.pdf> [Stand 02.01.2008].
- Meyer, U. (1997): Versicherung als Risikotransformation. In: Basedow, J.; Meyer, U.; Schwintowski, H.-P. (Hrsg.): Erneuerung des Versicherungsvertragsgesetzes, Versichertenschutz in den USA, Rechnungslegung von Versicherungsunternehmen. Beiträge der sechsten Wissenschaftstagung des Bundes der Versicherten. Baden-Baden (Nomos). S. 11–26.
- Meyer, U. (1994): Gesetzliche Regelungen zu den Berechnungsgrundlagen der privaten Krankenversicherung. In: Schwintowski, H.-P. (Hrsg.): Deregulierung. Private Krankenversicherung. Kfz-Haftpflichtversicherung. Beiträge der Dritten Wissenschaftstagung des Bundes der Versicherten. Baden-Baden. S. 86–111.
- Meyer, U. (1992): Zwei überflüssige Wettbewerbshemmnisse in der privaten Krankenversicherung. In: Deutscher Verein für öffentliche und private Fürsorge (Hrsg.): Sozialpolitik und Wissenschaft. Positionen zur Theorie und Praxis der sozialen Hilfen. Frankfurt. S. 185–202.
- Mincer, J. (1958): Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. In: The Journal of Political Economy, 66. Jg., H. 4, S. 281–302.
- Mooij, R. d. (2004): Towards Efficient Unemployment Insurance in the Netherlands.  
<http://www.cpb.nl/nl/memorandum/100/memo100.pdf> [Stand 30.04.2005].
- Morgan, P.; Teachman, J. (1988): Logistic Regression: Description, Examples, and Comparisons. In: Journal of Marriage and the Family, 50. Jg., H. 4, S. 929–936.
- Morris, J.; Cook, D.; Shaper, A. (1994): Loss of Employment and Mortality. In: British Medical Journal, 308. Jg., S. 1135–1139.
- Mortensen, D. (1970): Job Search, the Duration of Unemployment and the Phillips Curve. In: The American Economic Review, 60. Jg., H. 5, S. 847–862.
- Mosconi, R.; Seri, R. (2006): Non-Causality in Bivariate Binary Time Series. In: Journal of Econometrics, 132. Jg., H. 2, S. 379–407.
- Moser, K.; Fox, A.; Jones, D. (1984): Unemployment and Mortality in the OPCS Longitudinal Study. In: The Lancet, 324. Jg., H. 8415, S. 1324–1328.
- Müters, S.; Lampert, T.; Maschewsky-Schneider, U. (2005): Subjektive Gesundheit als Prädiktor für Mortalität. In: Das Gesundheitswesen, 67. Jg., H. 2, S. 129–136.
- Mugler, J. (1980): Risikopolitische Strategien im Grenzbereich des Versicherten. In: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, 69. Jg., H. 1, S. 71–87.

- Musgrave, R. (1969): Finanztheorie. Tübingen (Mohr Siebeck).
- Narendranathan, W.; Nickell, S.; Stern, J. (1985): Unemployment Benefits Revisited. In: *The Economic Journal*, 95. Jg., H. 378, S. 307–329.
- Narendranathan, W.; Stewart, M. (1993): Modelling the Probability of Leaving Unemployment. Competing Risks Models with Flexible Base-line Hazards. In: *Journal of the Royal Statistical Society. Applied Statistics*, 42. Jg., H. 1, S. 63–83.
- Nell, M.; Richter, A. (2003): Catastrophic Events as Threats to Society: Private and Public Risk Management Strategies. In: Frenkel, M.; Hommel, U.; Rudolf, M. (Hrsg.): *Risk Management: Challenge and Opportunity*. 2. Auflage. Berlin, Heidelberg (Springer). S. 321–340.
- Nell, M.; Rosenbrock, S. (2007): Die Diskussion über die Portabilität von risikogerechten Transferbeträgen in der Privaten Krankenversicherung. In: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, 96. Jg., Supplement, S. 39–51.
- Neubauer, J.; Bäcker, G. (2003): Abbau der Arbeitslosigkeit durch Abbau der Arbeitslosenversicherung. In: *Sozialer Fortschritt*, 52. Jg., H. 9, S. 233–239.
- Neumann, G.; Liedermann, A. (1981): Mortalität und Sozialschicht. In: *Bundesgesundheitsblatt*, 24. Jg., H. 11, S. 173–181.
- Neumann, M. (1997): Vom Umlage- zum Kapitaldeckungsverfahren: Optionen zur Reform der Alterssicherung. In: *Frankfurter Institut – Stiftung Marktwirtschaft und Politik* (Hrsg.): *Rentenkrise. Und wie wir sie meistern können*. Bad Homburg. S. 87–128.
- Neyman, J.; Scott, E. (1948): Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations. In: *Econometrica*, 16. Jg., H. 1, S. 1–32.
- Nickell, S. (1980): A Picture of Male Unemployment in Britain. In: *The Economic Journal*, 90. Jg., H. 360, S. 776–794.
- Nickell, S. (1979): Estimating the Probability of Leaving Unemployment. In: *Econometrica*, 47. Jg., H. 5, S. 1249–1266.
- Nickell, S.; Nunziata, L.; Ochel, W. (2005): Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we Know? In: *The Economic Journal*, 115. Jg., H. 500, S. 1–27.
- Oppolzer, A. (1994): Die Arbeitswelt als Ursache gesundheitlicher Ungleichheit. In: Mielck, A. (Hrsg.): *Krankheit und soziale Ungleichheit. Sozialepidemiologische Forschungen in Deutschland*. Opladen (Leske und Budrich). S. 125–165.
- Orszag, M.; Snower, D. (2002): From Unemployment Benefits to Unemployment Accounts. IZA Discussion Paper 532.
- Orszag, M.; Snower, D. (1997): Expanding the Welfare System. A Proposal for Reform. CEPR Working Paper 1674.
- Oswald, A. (1982): The Microeconomic Theory of the Trade Union. In: *The Economic Journal*, 92. Jg., H. 367, S. 576–595.
- Palan, D. (1996): Kaum Rendite. In: *Wirtschaftswoche*, o. Jg., H. 5, S. 92–93.

- Paqué, K.-H. (1995): Beschäftigungshilfe statt Arbeitslosenhilfe. Ein Reformvorschlag zur Senkung struktureller Arbeitslosigkeit. In: Beihefte der Konjunkturpolitik, o. Jg., H. 43, S. 81–99.
- Paul, K. (2006): The Negative Mental Health Effect of Unemployment: Meta-analyses of Cross-Sectional and Longitudinal Data. Nürnberg.
- Pellizzari, M. (2006): Unemployment Duration and the Interactions Between Unemployment Insurance and Social Assistance. In: Labour Economics, 13. Jg., H. 6, S. 773–798.
- Petersen, H.-G. (1989): Sozialökonomik. Stuttgart, Berlin, Köln (Kohlhammer).
- Pfeiffer, C. (1999): Einführung in die Rückversicherung. Das Standardwerk für Theorie und Praxis. 5. Auflage. Wiesbaden (Gabler).
- Pindyck, R.; Rubinfeld, D. (1998): Econometric Models and Econometric Forecasts. Fourth Edition. Boston, Burr Ridge, Dubique u. a. (Irwin/McGraw-Hill).
- Piore, M. (1969): On-the-Job Training in the Dual Labor Market: Public and Private Responsibilities in On-the-Job Training of Disadvantaged Workers. In: Weber, A.; Cassel, F.; Ginsburg, W. (Hrsg.): Public-Private Manpower Politics. Madison. S. 101–132.
- Pissaridis, C.; Wadsworth, J. (1992): Unemployment Risks. In: McLaughlin, E. (Hrsg.): Understanding Unemployment. New Perspectives on Active Labour Market Policies. London, New York (Routledge). S. 58–79.
- Platzmann, G. (2002): Der Einfluss der Arbeitslosenversicherung auf die Arbeitslosigkeit in Deutschland. Eine mikroökonomische und empirische Untersuchung. Nürnberg.
- Poirier, D. (1980): Partial Observability in Bivariate Probit Models. In: Journal of Econometrics, 12. Jg., H. 2, S. 209–217.
- Pury, D. d.; Hauser, H.; Schmid, B. (1995): Mut zum Aufbruch. Eine wirtschaftspolitische Agenda für die Schweiz. Zürich (Orell Füssli).
- Raddatz, G. (2005): Reformoptionen in der Arbeitslosenversicherung. Was ist kurzfristig machbar? Berlin.
- Raffelhüschen, B. (1993): Funding Social Security Through Pareto-Optimal Conversion Policies. In: Felderer, B. (Hrsg.): Public Pension Economics. Wien, New York (Springer). S. 105–131.
- Rawls, J. (1971): A Theory of Justice. Revised Edition. Cambridge (Harvard University Press).
- Reil-Held, A. (2000): Einkommen und Sterblichkeit in Deutschland: Leben Reiche länger? Mannheim.
- Richards, S.; Jones, G. (2004): Financial Aspects of Longevity Risk. London.
- Risch, B. (1980): Arbeitslosenversicherung, Gewerkschaften und Beschäftigungsgrad. In: Die Weltwirtschaft, 31. Jg., H. 2, S. 49–57.

- Robert Koch-Institut (2006): Gesundheitsberichterstattung des Bundes. Gesundheit in Deutschland. Berlin.
- Robinson, D.; Richards, S. (2005): Anti-Selection and Annuity Pricing. David Robinson and Stephen Richards Discuss Nobel Prize Winners, Secondhand Cars, and Fruit. In: *The Actuary*, 5. Jg., S. 32.
- Rosenbaum, P.; Rubin, D. (1983): The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies. In: *Biometrika*, 70. Jg., H. 1, S. 41–55.
- Rothschild, M.; Stiglitz, J. (1976): Equilibrium in Competitive Insurance Markets. An Essay on the Economics of Imperfect Competition. In: *Quarterly Journal of Economics*, 90. Jg., H. 4, S. 629–649.
- Rudolph, H.; Müntnich, M. (2001): Profiling zur Vermeidung von Langzeitarbeitslosigkeit. Erste Ergebnisse aus einem Modellprojekt. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 34. Jg., H. 4, S. 530–553.
- Rürup, B. (2005): Arbeitslosenversicherung: Staatlich, privat oder gemischt? In: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 2. Jg., H. 3, S. 373–382.
- Rürup, B. (1990): Sozialpolitik als Produktivkraft. Zur gesamtwirtschaftlichen Effizienz staatlicher Sozialversicherungen. In: Gahlen, B.; Hesse, H.; Ramser H. (Hrsg.): *Theorie und Politik der Sozialversicherungen*. Tübingen (Mohr Siebeck). S. 179–194.
- Rürup, B. (1981): Der Bundeszuschuss an die Rentenversicherung. In: *Wirtschaftsdienst*, 61. Jg., H. 6, S. 276–282.
- Sachverständigenrat (2005): Die Chance nutzen – Reformen mutig voranbringen. Jahresgutachten 2005/2006. Wiesbaden.
- Sachverständigenrat (2003): Staatsfinanzen konsolidieren – Steuersystem reformieren. Jahresgutachten 2003/2004. Wiesbaden.
- Sachverständigenrat (1999): Wirtschaftspolitik unter Reformdruck. Jahresgutachten 1999/2000. Wiesbaden.
- Sachverständigenrat (1996): Reformen voranbringen. Jahresgutachten 1996/97. Wiesbaden.
- Schaaffhausen, A. v. (1989): Grundlagen der Credibility-Theorie. In: Helten, E. (Hrsg.): *Beiträge zur Credibility-Theorie*. Karlsruhe (VWV). S. 11–60.
- Schach, E.; Rister-Mende, S.; Schach, S.; Glimm, E.; Wille, L. (1994): Die Gesundheit von Arbeitslosen und Erwerbstätigen im Vergleich. Eine Analyse anhand von AOK- und Befragungsdaten. Dortmund (Wirtschaftsverlag NW).
- Schäfer, H. (2006): Privatisierung der Arbeitslosenversicherung? Köln.
- Schäfer, H. (2003a): Reform der Arbeitslosenversicherung. Ökonomische Aspekte einer politischen Debatte. Köln.
- Schäfer, H. (2003b): Fehlanreize und Reformoptionen in der Arbeitslosenversicherung. In: *Sozialer Fortschritt*, 52. Jg., H. 9, S. 231–233.



- Schepers, J.; Wagner, G. (1989): Soziale Differenzen der Lebenserwartung in der Bundesrepublik Deutschland. Neue empirische Analysen. In: Zeitschrift für Sozialreform, 11. Jg., H. 12, S. 671–682.
- Schlittgen, R. (2003): Einführung in die Statistik. Analyse und Modellierung von Daten. 10. Auflage. München, Wien (Oldenburg).
- Schmähl, W. (2005): Deutschlands Sozialversicherung in der Kritik. In: Wirtschaftsdienst, 85. Jg., H. 9, S. 566–574.
- Schmähl, W. (1981): Beitragsäquivalenz in der Rentenversicherung. Anmerkungen zu einer einzelwirtschaftlichen Analyse. In: Wirtschaftsdienst, 61. Jg., H. 7, S. 345–351.
- Schnabel, C. (1997): Tariflohnpolitik und Effektiventlohnung. Eine empirische und wirtschaftspolitische Analyse für die alten Bundesländer. Frankfurt, Berlin, Bern u. a. (Peter Lang).
- Schnabel, R.; Raffelhüschen, B.; Miegel, M. (1998): Renditen der gesetzlichen Rentenversicherung im Vergleich zu alternativen Anlageformen. Frankfurt.
- Schneider, H. (1990): Determinanten der Arbeitslosigkeitsdauer. Eine mikroökonomische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland. Frankfurt, New York (Campus).
- Schneider, H.; Hagedorn, M.; Kaul, A.; Mennel, T. (2004): Reform der Arbeitslosenversicherung. Benchmarking Deutschland Aktuell. Gütersloh (Bertelsmann Stiftung).
- Schneider, H.; Lang, C.; Rosenfeld, M.; Kempe, W.; Kolb, J. (2002): Anreizwirkungen der Sozialhilfe auf das Arbeitsangebot im Niedriglohnbereich. Baden-Baden (Nomos).
- Schneider, S. (2003): Schichtzugehörigkeit und Mortalität in der BRD. Empirische Überprüfung theoretischer Erklärungsansätze. In: Sozialer Fortschritt, 52. Jg., H. 3, S. 64–73.
- Schneider, S. (2002): Lebensstil und Mortalität. Welche Faktoren bedingen ein langes Leben? Wiesbaden (Westdeutscher Verlag).
- Schnell, R.; Trappmann, M. (2006): Konsequenzen der Panelmortalität im SOEP für Schätzungen der Lebenserwartung. In: Fraulbaum, F.; Wolf, C. (Hrsg.): Stichprobenqualität in Bevölkerungsumfragen. Bonn. S. 139–158.
- Schöb, R. (2002): Kommunale Beschäftigungsgesellschaften. Nur mehr eine Nachbetrachtung? In: Ifo-Schnelldienst, Jg. 55, H. 4, S. 19–25.
- Schönböck, W. (1988): Subjektive Unsicherheit als Gegenstand staatlicher Intervention. In: Rolf, G.; Spahn, B.; Wagner, G. (Hrsg.): Sozialvertrag und Sicherung. Zur ökonomischen Theorie staatlicher Versicherungs- und Umverteilungssysteme. Frankfurt, New York (Campus). S. 45–63.

- Schott, W. (1997): Preise für versicherungstechnische Risiken. Zu Rationalität und Realitätsnähe bei Anwendung aktuarieller und ökonomischer Modelle. Karlsruhe (VWW).
- Schramm, F. (1992): Beschäftigungsunsicherheit. Wie sich die Risiken des Arbeitsmarktes auf die Beschäftigten auswirken – Empirische Analysen in Ost und West. Bonn (Edition Sigma).
- Schröder, M.; Schüler, M. (2006): Auswirkungen des demographischen Wandels auf die Kapitalmärkte. In: Perspektiven der Wirtschaftspolitik, 7. Jg., H. 1, S. 43–66.
- Schulenburg, J.-M. Graf v. d.; Wähling, S. (1997): Das Elend der Alterssicherung in Deutschland. In: Frankfurter Institut – Stiftung Marktwirtschaft und Politik (Hrsg.): Rentenkrise. Und wie wir sie meistern können. Bad Homburg. S. 27–59.
- Schulte, K. (1999): Die zeitliche und soziale Struktur von Einkommensarmut. Eine Neubetrachtung auf der Basis einer qualitativen Auswertung des Sozio-Ökonomischen Panels. ZeS-Arbeitspapier 5/99.
- Schwarze, J.; Andersen, H.; Anger, S. (2000): Self-rated Health and Changes in Self-rated Health as Predictors of Mortality. First Evidence from German Panel Data. DIW Discussion Paper 203.
- Schwarze, J.; Härpfer, M. (2007): Are People Inequality Averse, and Do They Prefer Redistribution by the State? Evidence from German Longitudinal Data on Life Satisfaction. In: The Journal of Socio-Economics, 36. Jg., H. 2, S. 233–249.
- Sell, S. (2003): Marktversagen und Politikversagen in der Arbeitslosenversicherung. Bausteine für eine effektivitäts- und effizienzorientierte Weiterentwicklung des bestehenden Systems. In: Sozialer Fortschritt, 52. Jg., H. 9, S. 239–244.
- Sesselmeier, W.; Somaggio, G.; Yollu, A. (2006): Mögliche Implikationen der gegenwärtigen Arbeitsmarktreformen für die zukünftige Entwicklung der Arbeitslosenversicherung. Gutachten im Auftrag der Hans-Böckler-Stiftung. Landau.
- Shapiro, C.; Stiglitz, J. (1984): Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. In: The American Economic Review, 74. Jg., H. 3, S. 433–444.
- Shavell, S.; Weiss, L. (1979): The Optimal Payment of Unemployment Insurance Benefits over Time. In: The Journal of Political Economy, 87. Jg., H. 6, S. 1347–1362.
- Singer, J.; Willett, J. (2003): Applied Longitudinal Data Analysis. Modeling Change and Event Occurrence. Oxford (Oxford University Press).
- Singer, J.; Willett, J. (1993): It's about Time: Using Discrete-Time Survival Analysis to Study Duration and the Timing of Events. In: Journal of Educational Statistics, 18. Jg., H. 2, S. 155–195.

- Sinn, H.-W. (1988): Die Grenzen des Versicherungsstaates. Theoretische Bemerkungen zum Thema Einkommensumverteilung, Versicherung und Wohlfahrt. In: Rolf, G.; Spahn, B.; Wagner, G. (Hrsg.): Sozialvertrag und Sicherung. Zur ökonomischen Theorie staatlicher Versicherungs- und Umverteilungssysteme. Frankfurt, New York (Campus). S. 65–84.
- Sinn, H.-W. (1986): Risiko als Produktivfaktor. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 201. Jg., H. 6, S. 557–571.
- Slovic, P. (1987): Perception of Risk. In: Science, 236. Jg., H. 4799, S. 280–285.
- Slovic, P.; Fischhoff, B.; Lichtenstein, S.; Corrigan, B.; Combs, B. (1977): Preference for Insurance Against Probable Small Losses: Insurance Implications. In: The Journal of Risk and Insurance, 44. Jg., H. 2, S. 237–258.
- Snowder, D. (1995): Unemployment Benefits. An Assessment of Proposals for Reform. In: International Labour Review, 134. Jg., H. 4/5, S. 625–647.
- Snowder, D. (1994): Converting Unemployment Benefits into Employment Subsidies. In: The American Economic Review, Papers and Proceedings, 84. Jg., H. 2, S. 65–70.
- Soltwedel, R. (1983): Reform der Arbeitslosenversicherung und Neuorientierung der Arbeitsmarktpolitik. In: Giersch, H. (Hrsg.): Wie es zu schaffen ist. Agenda für die deutsche Wirtschaftspolitik. Stuttgart (DVA). S. 326–348.
- Sorlie, P.; Backlund, E.; Keller, J. (1995): U.S. Mortality by Economic, Demographic, and Social Characteristics. The National Longitudinal Mortality Study. In: American Journal of Public Health, 85. Jg., H. 7, S. 949–956.
- Spiegelhalter, D.; Best, N.; Carlin, B.; Linde, A. v. d. (2002): Bayesian Measures of Model Complexity and Fit. In: Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 64. Jg., H. 4, S. 583–639.
- Sprengers, M. (1992): Explaining Unemployment Duration. An Integrative Approach. Utrecht.
- Statistisches Bundesamt (2007): Registrierte Arbeitslose, Arbeitslosenquote. <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Statistiken/Zeitreihen/LangeReihen/Arbeitsmarkt/Content100/lrab01ga,templateId=renderPrint.psm1> [Stand 19.06.2007].
- Statistisches Bundesamt (2006): Periodensterbetafeln für Deutschland. Allgemeine und abgekürzte Sterbetafeln von 1871/1881 bis 2003/2005. <http://www.ec.destatis.de/csp/shop/sfg/bpm.html.cms.cBroker.cls?cmspath=struktur,vollanzeige.csp&ID=1019334> [Stand 12.09.2007].
- Stegmund, U. (2006): Buchbesprechung: Glismann, Hans H.; Schrader, Klaus: Privatisierung der Arbeitslosenversicherung: Ein Konzept für Deutschland. In: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, 95. Jg., H. 2, S. 362–364.

- Steiner, V. (2000): Können durch einkommensbezogene Transfers an Arbeitnehmer die Arbeitsanreize gestärkt werden? In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 33. Jg., H. 3, S. 385–395.
- Steiner, V. (1990): Determinanten individueller Arbeitslosigkeit. Mikroökonomische Erklärungsansätze und empirische Analysen für Österreich. Wien (VWGÖ).
- Steinkamp, G. (1999): Soziale Ungleichheit in Morbidität und Mortalität. Oder: Warum einige Menschen gesünder sind und länger leben als andere. In: Schlicht, W.; Dickhuth, H.; Badura, B.; Bock, K.; Engelhardt, D. v. (Hrsg.): Gesundheit für alle. Fiktion oder Realität? Stuttgart, New York (Hofmann). S. 101–154.
- Steinkamp, G. (1993): Soziale Ungleichheit, Erkrankungsrisiko und Lebenserwartung. Kritik der sozialegpidemiologischen Ungleichheitsforschung. In: Sozial- und Präventivmedizin, 38. Jg., H. 3, S. 111–122.
- Stern, J. (1982): Unemployment Inflow Rates for Autumn 1978. LSE Discussion Paper 129.
- Stich, A. (2004): Arbeitslosigkeit und subjektive Gesundheit. Untersuchungen des Zusammenhangs zwischen der Dauer der Arbeitslosigkeit und der Einschätzung der eigenen Gesundheit anhand der Daten des Bundes-Gesundheitssurveys 1998. Berlin.
- Stiglitz, J. (1983): Risk, Incentives and Insurance: The Pure Theory of Moral Hazard. In: Geneva Papers of Risk and Insurance, 8. Jg., H. 26, S. 4–33.
- Stiglitz, J. (1974): Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment in LDC's: The Labor Turnover Model. In: Quarterly Journal of Economics, 88. Jg., H. 2, S. 194–227.
- Stiglitz, J.; Yun, J. (2005): Integration of Unemployment Insurance with Retirement Insurance. In: Journal of Public Economics, 89. Jg., H. 11/12, S. 2037–2067.
- Straubhaar, T. (2005): Abschaffung der Arbeitslosenversicherung. In: Wirtschaftsdienst, 85. Jg., H. 7, S. 406–407.
- Suntum, U. v. (2000): Trennung von Risikoabsicherung und Umverteilung in der Sozialversicherung. In: Wirtschaftsdienst, 80. Jg., H. 3, S. 153–158.
- Surminski, A. (1996a): Die Lebensversicherung als Arbeitslosenversicherung. In: Zeitschrift für Versicherungswesen, 47. Jg., H. 3, S. 116.
- Surminski, A. (1996b): Private Arbeitslosenversicherung. In: Zeitschrift für Versicherungswesen, 47. Jg., H. 5, S. 68–69.
- Swiss Re (2005): Innovationen zur Versicherung unversicherbarer Risiken. sigma 4/2005.
- Swiss Re (2003): Alternativer Risikotransfer – eine Bestandsaufnahme. sigma 1/2003.
- Swiss Re (2002): Einführung in die Rückversicherung. Zürich.
- Swiss Re (1999): Alternativer Risikotransfer (ART) für Unternehmen: Modeerscheinung oder Risikomanagement des 21. Jahrhunderts? sigma 2/1999.

- Thompson, M. (1978): Selection of Variables in Multiple Regression: Part I. A Review and Evaluation. In: *International Statistical Review*, 46. Jg., H. 1, S. 1–19.
- Thoursie, A. (1997): Effects of Renewable Benefit Periods on Exits from Unemployment. Swedish Institute for Social Research Working Paper 1/1997.
- Topel, R. (1983): On Layoffs and Unemployment Insurance. In: *The American Economic Review*, 73. Jg., H. 4, S. 541–559.
- Topel, R.; Welch, F. (1980): Unemployment Insurance. Survey and Extensions. In: *Economica*, New Series, 47. Jg., H. 187, S. 351–379.
- Tuma, N.; Hannan, M. (1984): *Social Dynamics. Models and Methods*. Orlando.
- Tversky, A.; Kahneman, D. (1982): Judgement under Uncertainty. Heuristics and Biases. In: Kahneman, D.; Slovic, P.; Tversky, A. (Hrsg.): *Judgement under Uncertainty. Heuristics and Biases*. Cambridge. S. 3–20.
- Tversky, A.; Kahneman, D. (1973): Availability: A Heuristic for Judging Frequency and Probability. In: *Cognitive Psychology*, 5. Jg., H. 2, S. 207–232.
- Uhlendorff, A. (2004): Der Einfluss von Persönlichkeitseigenschaften und sozialen Ressourcen auf die Arbeitslosigkeitsdauer. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Jg. 56, H. 2, S. 279–303.
- Ulrich, C. (2006): Die soziale Akzeptanz der Arbeitslosenversicherung. In: *WSI-Mitteilungen*, 59. Jg., H. 4, S. 200–205.
- Verband Deutscher Rentenversicherungsträger (2004): Rentenbezugsdauer und Renteneintrittsalter. [http://www.bpb.de/wissen/LFGLQI,0,Rentenbezugsdauer\\_und\\_Renteneintrittsalter.html](http://www.bpb.de/wissen/LFGLQI,0,Rentenbezugsdauer_und_Renteneintrittsalter.html) [Stand 26.10.2007].
- Verbeek, M. (2000): *A Guide to Modern Econometrics*. Chichester, New York, Weinheim u. a. (Jon Wiley and Sons).
- Versicherungsaufsichtsgesetz: Gesetz über die Beaufsichtigung der Versicherungsunternehmen. (Versicherungsaufsichtsgesetz – VAG) vom 17.12.1992 (BGBl. 1993 I S. 2; zuletzt geändert durch Artikel 1 des Gesetzes vom 23.12.2007 BGBl. I S. 3248).
- Versicherungssteuergesetz: (VersStG) vom 10.01.1996 (BGBl. I S. 22; zuletzt geändert durch Artikel 5 des Gesetzes vom 29.06.2006 BGBl. I S. 1402).
- Vishwanath, T. (1989): Job Search, Stigma Effect, and Escape Rate from Unemployment. In: *Journal of Labor Economics*, 7. Jg., H. 4, S. 487–502.
- Voges, W. (1996): Ungleiche Voraussetzungen für Langlebigkeit. Bestimmungsgründe für Mortalität im zeitlichen Verlauf. In: *Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie*, 29. Jg., H. 1, S. 18–22.
- Voges, W.; Schmidt, C. (1996): Lebenslagen, die Lebenszeit kosten – Zum Zusammenhang von sozialer Lage, chronischer Erkrankung und Mortalität im zeitlichen Verlauf. In: Zapf, W.; Schupp, J.; Habich, R. (Hrsg.): *Lebenslagen im Wandel. Sozialberichterstattung im Längsschnitt*. Frankfurt, New York (Campus). S. 378–401.

- Wagner, G. (1997): Perspektiven der sozialen Sicherung. In: Hartwig, K.-H. (Hrsg.): Alternativen der sozialen Sicherung – Umbau des Sozialstaates. Baden-Baden (Nomos). S. 42–65.
- Wagner, G. (1985): Interpersonelle Umverteilung in der gesetzlichen Rentenversicherung. In: Wirtschaftsdienst, 65. Jg., H. 4, S. 190–196.
- Wagner, T.; Jahn, E. (2004): Neue Arbeitsmarkttheorien. 2. Auflage. Stuttgart (Lucius & Lucius).
- Walker, R.; Shaw, A.; Hull, L. (1995): Responding to the Risk of Unemployment. In: Association of British Insurers (Hrsg.): Risk, Insurance and Welfare. The Changing Balance between Public and Private Protection. London. S. 37–52.
- Wang, P.; Alba, J. (2006): A Zero-Inflated Negative Binomial Regression Model with Hidden Markov Chain. In: Economics Letters, 92. Jg., H. 2, S. 209–213.
- Weinstein, N. (1980): Unrealistic Optimism about Future Life Events. In: Journal of Personality and Social Psychology, 39. Jg., H. 5, S. 806–820.
- Weiss, S.; Zhang, T. (2003): Performance Analysis and Evaluation. In: Ye, N. (Hrsg.): Handbook of Data Mining. London (Lawrence Erlbaum). S. 425–440.
- Westerheide, P. (2001): Kosten der privaten Altersvorsorge. Private Rentenversicherungen und Fondssparpläne im Vergleich. ZEW Discussion Paper 01-02.
- White, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroskedasticity. In: Econometrica, 48. Jg., H. 4, S. 817–838.
- Wichert, L.; Wilke, R. (2005): Application of a Simple Nonparametric Conditional Quantile Funktion Estimator in Unemployment Duration Analysis. ZEW Discussion Paper 05-67.
- Winker, P. (2007): Empirische Wirtschaftsforschung und Ökonometrie. 2. vollständig überarbeitete Auflage. Berlin (Springer).
- Winterhager, H. (2006): Determinanten der Arbeitslosigkeitsdauer. Neue Erkenntnisse aus der IEB. ZEW Discussion Paper 06-77.
- Yellen, J. (1984): Efficiency Wage Models of Unemployment. In: The American Economic Review, Papers and Proceedings, 74. Jg., H. 2, S. 200–205.
- Zweifel, P. (1996): Konzepte und Kriterien für eine Arbeitsteilung zwischen staatlicher und privater Versicherung. In: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, 85. Jg., H. 2/3, S. 245–266.

## Anhang

Tabelle A1: Bestimmung von Abschreibungsraten zur Altersstandardisierung des subjektiven Gesundheitszustands mittels alternativer Schätzverfahren  
(marginale Effekte, z-Werte in Klammern)

Exogene Variablen	Random-Effects-Ordered-Probit	Random-Effects-OLS
Alter 16–25 Jahre (1 = ja)	<i>Referenz</i>	<i>Referenz</i>
Alter 26–35 Jahre (1 = ja)	-0,374*** (-39,81)	-0,465*** (-32,42)
Alter 36–45 Jahre (1 = ja)	-0,716*** (-64,73)	-0,947*** (-55,48)
Alter 46–55 Jahre (1 = ja)	-1,071*** (-87,19)	-1,501*** (-78,73)
Alter 56–65 Jahre (1 = ja)	-1,338*** (-99,89)	-1,934*** (-92,93)
Alter 66–75 Jahre (1 = ja)	-1,482*** (-94,48)	-2,187*** (-89,80)
Alter 76–85 Jahre (1 = ja)	-1,827*** (-88,17)	-2,809*** (-86,17)
Alter 86–95 Jahre (1 = ja)	-2,192*** (-54,55)	-3,480*** (-54,81)
Alter > 95 Jahre (1 = ja)	-2,270*** (-10,05)	-3,585*** (-9,90)
Anzahl der Arbeitslosigkeitsmonate im Vorjahr	-0,022*** (-18,90)	-0,036*** (-20,02)
Fallzahl	243.130	
durchschnittlicher Panelverbleib in Jahren	6,8	
Anmerkungen: Als abhängige Variable ist der subjektive Gesundheitszustand einer Person auf einer Skala von Null bis Zehn definiert. Es werden jeweils ungewichtete Schätzungen ohne Konstante ausgewiesen. Angegeben sind die geschätzten marginalen Effekte und in Klammern die zugehörigen z-Werte; */**/***/ bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozentsniveau.		
Quelle: SOEP 1984–2002, eigene Berechnungen.		

Tabelle A2: Logit-Schätzungen zum Eintritt von leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit  
(mind. 12-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004  
(Odds-Ratios, z-Werte in Klammern)

Exogene Variablen	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)
leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit 1997–2000 (1 = ja)	2,326*** (3,15)	2,351*** (3,37)	2,250*** (3,19)
Geschlecht (1 = weiblich)	0,695* (-1,83)	0,652** (-2,52)	0,676** (-2,32)
Alter 15–29 (1 = ja)	0,655 (-1,36)		
Alter 30–44 (1 = ja), Referenz: Alter 45–60	0,573** (-2,43)	0,720** (-2,08)	0,730** (-2,01)
Ausländer (1 = ja)	1,088 (0,28)		
Gemeindegrößenklasse > 100.000 (1 = ja)	0,822 (-1,01)		
verheiratet (1 = ja)	0,637** (-1,98)	0,710** (-2,07)	0,703** (-2,13)
Kinder unter 16 Jahren (1 = ja)	0,771 (-1,23)		
Studium (1 = ja)	0,902 (-0,42)		
keine Ausbildung (1 = ja), Referenz: Lehre	1,021 (0,06)		
Facharbeiter, Meister (1 = ja)	0,937 (-0,28)		
Arbeiter (1 = ja), Referenz: Angestellter	1,022 (0,08)		
saisonabhängige Beschäftigung (1 = ja)	1,791** (2,20)	1,798** (2,48)	1,688** (2,27)
Wohneigentümer (1 = ja)	0,808 (-1,22)		
Vermögen (1 = ja)	0,779 (-1,21)		
durchschnittliches Arbeitseinkommen < 2.000 € (1 = ja)	1,728*** (2,77)	1,848*** (3,63)	1,880*** (3,80)
Betriebsgröße > 200 (1 = ja)	0,465*** (-4,16)	0,471*** (-4,22)	0,461*** (-4,35)
Betriebszugehörigkeitsdauer > 10 Jahre (1 = ja)	0,757 (-1,44)		
teilzeit-, befristet beschäftigt (1 = ja)	1,049 (0,18)		
körperliche Behinderung (1 = ja)	0,961 (-0,19)		
Krankenhausaufenthalt 1997–2000 (1 = ja)	1,285 (1,30)	1,338 (1,62)	
Arbeitsunfähigkeit 1997–2000 (1 = ja)	1,199 (0,67)		
Erwerbsbehinderung (1 = ja)	0,526 (-1,61)	0,505* (-1,77)	
subjektiver Gesundheitszustand (1 = gut)	0,586*** (-2,68)	0,570*** (-3,08)	0,609*** (-2,81)
Vater hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	1,100 (0,41)		
Vater hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Vater hat berufliche Ausbildung	0,961 (-0,13)		
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	1,019 (0,10)		
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Mutter hat berufliche Ausbildung	0,795 (-0,57)		



## Fortsetzung

Exogene Variablen	Modell (2)	Modell (3)	Modell (3)
Land- und Forstwirtschaft (1 = ja)	1,103 (0,19)		
Bergbau, Energie, Wasser (1 = ja)	0,314 (-1,05)		
Baugewerbe (1 = ja)	1,612* (1,64)	2,030*** (2,84)	1,894*** (2,65)
Handel und Reparatur (1 = ja)	1,412 (1,37)	1,731*** (2,65)	
Verkehr und Nachrichten (1 = ja)	0,417 (-1,55)		
Banken und Versicherungen (1 = ja)	0,913 (-0,18)		
Dienstleistung (1 = ja), Referenz: verarbeitendes Gewerbe	0,690 (-1,55)		
Mecklenburg-Vorpommern (1 = ja)	2,392** (2,14)	2,317** (2,56)	2,382** (2,57)
Sachsen-Anhalt (1 = ja)	1,048 (0,13)		
Thüringen (1 = ja)	1,875* (1,84)	1,777** (2,20)	1,838** (2,31)
Sachsen (1 = ja)	0,874 (-0,39)		
Ost- und Westberlin, Brandenburg (1 = ja)	2,290** (2,56)	2,174*** (3,25)	2,142*** (3,17)
Schleswig-Holstein (1 = ja)	0,616 (-0,67)		
Niedersachsen, Hamburg, Bremen (1 = ja)	0,877 (-0,36)		
Hessen (1 = ja)	0,897 (-0,24)		
Rheinland-Pfalz, Saarland (1 = ja)	1,029 (0,07)		
Baden-Württemberg (1 = ja)	1,063 (0,19)		
Bayern (1 = ja), Referenz: Nordrhein-Westfalen	1,006 (0,02)		
Fallzahl	1.951	1.951	1.951
Log-Likelihood	-570	-580	-587
Modelltest (chi <sup>2</sup> )	181**	153**	144***
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,150	0,135	0,125
Akaike (AIC)	1.234	1.193	1.199
Anzahl erklärender Variablen (potenzielle Tarifmerkmale)	46	15	12

Anmerkungen: Die binäre Variable „leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit 2001–2004“ ist als Abhängige definiert, wobei eine minimale Vorbeschäftigungsdauer von zwölf Monaten zugrunde gelegt wird. Wenn nicht ausdrücklich anders bezeichnet, entstammen die exogenen Variablen aus dem Jahr 2000. Es werden jeweils heteroskedastiekonsistente, ungewichtete Schätzungen ohne Konstante ausgewiesen. Angegeben sind die geschätzten Odds-Ratios und in Klammern die zugehörigen z-Werte; \*/\*\*/\*\* bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozentsniveau.

Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Berechnungen.

Tabelle A3: Logit-Schätzungen zum Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 12-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004  
(Odds-Ratios, z-Werte in Klammern)

Exogene Variablen	Modell (0)	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)	Modell (4)
Monat 1–3	0,053*** (-4,52)	0,044*** (-6,61)	0,068*** (-7,82)	0,043*** (-16,50)	0,043*** (-5,50)
Monat 4–6	0,051*** (-4,60)	0,043*** (-6,61)	0,065*** (-7,76)	0,040*** (-15,61)	0,042*** (-5,50)
Monat 7–9	0,068*** (-4,08)	0,047*** (-6,26)	0,070*** (-7,25)	0,041*** (-14,31)	0,047*** (-5,27)
Monat 10–12	0,576 (-0,87)	0,388** (-2,04)	0,574* (-1,69)	0,320*** (-7,90)	0,388* (-1,67)
leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit 1997–2000 (1 = ja)	0,888 (-0,57)				
Geschlecht (1 = weiblich)	0,737 (-1,51)	0,803 (-1,51)	0,754** (-2,54)		0,801 (-1,25)
Alter 15–29 (1 = ja)	3,212*** (3,68)	2,969*** (5,56)	2,897*** (6,09)	2,701*** (5,77)	3,031*** (4,81)
Alter 30–44 (1 = ja), Referenz: Alter 45–60	2,000*** (3,30)	1,638*** (3,48)	1,644*** (3,88)	1,615*** (4,18)	1,660*** (2,94)
Ausländer (1 = ja)	0,714 (-0,91)	0,694 (-1,59)	0,734 (-1,61)		0,691 (-1,17)
Gemeindegroßenklasse > 100.000 (1 = ja)	1,025 (0,12)	1,171 (1,16)			1,173 (0,97)
verheiratet (1 = ja)	0,736 (-1,57)	1,111 (0,83)			1,119 (0,71)
Kinder unter 16 Jahren (1 = ja)	0,866 (-0,80)	0,858 (-1,18)	0,829 (-1,58)		0,858 (-1,00)
Studium (1 = ja)	1,345 (1,11)	1,337* (1,81)	1,308** (1,99)	1,271* (1,77)	1,343 (1,49)
keine Ausbildung (1 = ja), Referenz: Lehre	2,308** (2,48)	1,220 (0,98)			1,221 (0,74)
Facharbeiter, Meister (1 = ja)	0,840 (-0,65)	1,075 (0,43)			1,079 (0,38)
Arbeiter (1 = ja), Referenz: Angestellter	0,703 (-1,09)	0,961 (-0,21)			0,961 (-0,18)
saisonabhängige Beschäftigung (1 = ja)	0,858 (-0,59)	1,134 (0,62)			1,139 (0,58)
Wohneigentümer (1 = ja)	1,244 (1,10)	1,238 (1,60)	1,204 (1,53)		1,248 (1,49)
Vermögen (1 = ja)	1,218 (0,86)	1,440** (2,55)	1,432*** (2,64)	1,525*** (3,40)	1,446** (2,14)
durchschnittliches Arbeitseinkommen < 2.000 € (1 = ja)	0,977 (-0,10)	0,971 (-0,19)			0,971 (-0,17)
Betriebsgröße > 200 (1 = ja)	1,181 (0,72)	1,078 (0,49)			1,076 (0,42)
Betriebszugehörigkeitsdauer > 10 Jahre (1 = ja)	0,603** (-1,99)	0,702** (-2,18)	0,723** (-2,42)	0,739** (-2,51)	0,696** (-2,00)
teilzeit-, befristet beschäftigt (1 = ja)	0,835 (-0,63)	0,871 (-0,70)			0,864 (-0,61)
körperliche Behinderung (1 = ja)	1,746*** (2,63)	1,010 (0,07)			1,009 (0,05)
Krankenhausaufenthalt 1997–2000 (1 = ja)	0,872 (-0,64)				
Arbeitsunfähigkeit 1997–2000 (1 = ja)	1,542 (1,52)				
Erwerbsbehinderung (1 = ja)	0,462*** (-2,86)	0,974 (-0,12)			0,966 (-0,09)
subjektiver Gesundheitszustand (1 = gut)	0,764 (-1,20)	0,953 (-0,32)			0,951 (-0,29)
Vater hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	0,738 (-1,22)	0,768* (-1,65)	0,731** (-2,47)	0,723*** (-2,98)	0,761 (-1,42)
Vater hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Vater hat berufliche Ausbildung	1,600 (1,31)	1,253 (0,88)			1,265 (0,81)
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	1,299 (1,17)	1,000 (-0,00)			1,005 (0,03)
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja), Referenz: Mutter hat berufliche Ausbildung	0,431** (-2,30)	0,622* (-1,71)	0,694 (-1,50)		0,613 (-1,27)

## Fortsetzung

Exogene Variablen	Modell (0)	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)	Modell (4)
Land- und Forstwirtschaft (1 = ja)	1,310 (0,70)	1,190 (0,63)			1,185 (0,39)
Bergbau, Energie, Wasser (1 = ja)	-	-	-	-	-
Baugewerbe (1 = ja)	1,554 (1,60)	1,413* (1,73)	1,530*** (2,86)	1,332** (2,15)	1,423 (1,47)
Handel und Reparatur (1 = ja)	1,339 (1,06)	1,319 (1,52)	1,329* (1,84)		1,332 (1,29)
Verkehr und Nachrichten (1 = ja)	0,878 (-0,42)	0,904 (-0,44)			0,901 (-0,25)
Banken und Versicherungen (1 = ja)	2,437 (1,43)	1,317 (0,60)			1,331 (0,60)
Dienstleistung (1 = ja), Referenz: verarbeitendes Gewerbe	1,343 (0,96)	1,697*** (3,05)	1,700*** (3,62)		1,717*** (2,58)
Mecklenburg-Vorpommern (1 = ja)	2,768*** (2,86)	1,596* (1,67)			1,608 (1,56)
Sachsen-Anhalt (1 = ja)	3,253*** (2,90)	1,108 (0,42)			1,106 (0,31)
Thüringen (1 = ja)	1,952** (1,96)	1,186 (0,67)			1,183 (0,53)
Sachsen (1 = ja)	1,576 (1,08)	1,314 (1,01)			1,325 (1,03)
Ost- und Westberlin, Brandenburg (1 = ja)	0,900 (-0,34)	0,720 (-1,47)	0,658** (-2,55)		0,715 (-1,22)
Schleswig-Holstein (1 = ja)	1,152 (0,14)	0,703 (-1,22)	0,620* (-1,80)		0,695 (-0,73)
Niedersachsen, Hamburg, Bremen (1 = ja)	1,369 (0,97)	1,125 (0,49)			1,127 (0,43)
Hessen (1 = ja)	0,936 (-0,15)	0,946 (-0,14)			0,948 (-0,12)
Rheinland-Pfalz, Saarland (1 = ja)	1,903 (1,48)	1,159 (0,54)			1,161 (0,45)
Baden-Württemberg (1 = ja)	1,436 (1,12)	1,564** (2,01)	1,396* (1,75)		1,572 (1,62)
Bayern (1 = ja), Referenz: Nordrhein-Westfalen	1,238 (0,78)	1,132 (0,61)			1,137 (0,53)
Episodenzahl	1.592	2.926	2.926	2.926	2.926
Fallzahl	211	398	398	398	398
% rechtszensierte Fälle	12,8	42,5	42,5	42,5	42,5
Log-Likelihood	-481	-923	-927	-939	-925
Modelltest ( $\chi^2$ )	1.742***	1.938***	1.591***	1.643***	1.029***
Akaike (AIC)	1.060	1.939	1.896	1.900	1.943
Anzahl erklärender Variablen (potenzielle Tarifmerkmale)	45	42	17	7	42
$\sigma$					0,182
$\Phi [ = \sigma^2 / (1 + \sigma^2) ]$					0,010 <sup>LR*</sup>

Anmerkungen: Die binäre Variable „Austritt aus leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit 2001–2004“ ist als Abhängige definiert, wobei eine minimale Vorbeschäftigungsdauer von zwölf Monaten zugrunde gelegt wird. Wenn nicht ausdrücklich anders bezeichnet, entstammen die exogenen Variablen aus dem Jahr 2000. Es werden jeweils ungewichtete Schätzungen ohne Konstante durchgeführt. Da einer Person mehrere Arbeitslosigkeitsepisoden zugeordnet sind, muss die Stata-Option Cluster (Persnr) verwendet werden, weil ansonsten die Standardfehler nicht korrekt geschätzt werden.  $\sigma^2$  beschreibt die geschätzte Varianz der Heterogenitätskomponente. Angegeben sind die geschätzten Odds-Ratios und in Klammern die zugehörigen z-Werte; \*/\*\*/\*\* bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-Prozentniveau.

Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Berechnungen.

Tabelle A4: 70 %-Konfidenzintervalle der Koeffizienten von Schätzmodell (3) zum Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004

Tarifmerkmale	Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit Modell (3) (1 = Eintritt)		Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit Modell (3) (1 = Austritt)	
	untere Schranke	obere Schranke	untere Schranke	obere Schranke
Monat 1–3			-3,249	-2,882
Monat 4–6			-3,248	-2,857
Monat 7–9			-3,401	-2,955
Monat 10–12			-1,228	-0,954
leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit 1997–2000 (1 = ja)	0,741	1,207		
Geschlecht (1 = weiblich)	-0,586	-0,229		
Alter 15–29 (1 = ja)			0,834	1,175
Alter 30–44 (1 = ja)	-0,499	-0,170	0,425	0,660
Ausländer (1 = ja)			-0,763	-0,415
verheiratet (1 = ja)	-0,534	-0,193		
Studium (1 = ja)			0,103	0,389
saisonabhängige Beschäftigung (1 = ja)	0,378	0,857		
Vermögen (1 = ja)			0,184	0,440
durchschnittliches Arbeitseinkommen < 2.000 € (1 = ja)	0,493	0,840		
Betriebsgröße > 200 (1 = ja)	-0,915	-0,547		
Betriebszugehörigkeitsdauer > 10 Jahre (1 = ja)			-0,445	-0,194
Erwerbsbehinderung (1 = ja)	-1,119	-0,295		
subjektiver Gesundheitszustand (1 = gut)	-0,788	-0,413		
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja)			-0,605	-0,155
Baugewerbe (1 = ja)	0,420	0,920		
Mecklenburg-Vorpommern (1 = ja)	0,523	1,203	0,168	0,640
Ost- und Westberlin, Brandenburg (1 = ja)	0,458	0,954		
Baden-Württemberg (1 = ja)			0,220	0,585
Konstante	-1,487	-0,779		
Episodenzahl			3.013	
Fallzahl	1.951		418	
Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Berechnungen.				

Tabelle A5: 80 %-Konfidenzintervalle der Koeffizienten von Schätzmodell (3) zum Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004

Tarifmerkmale	Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit Modell (3) (1 = Eintritt)		Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit Modell (3) (1 = Austritt)	
	untere Schranke	obere Schranke	untere Schranke	obere Schranke
Monat 1–3			-3,293	-2,838
Monat 4–6			-3,295	-2,810
Monat 7–9			-3,453	-2,902
Monat 10–12			-1,260	-0,922
leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit 1997–2000 (1 = ja)	0,686	1,262		
Geschlecht (1 = weiblich)	-0,628	-0,187		
Alter 15–29 (1 = ja)			0,793	1,215
Alter 30–44 (1 = ja)	-0,538	-0,131	0,398	0,688
Ausländer (1 = ja)			-0,804	-0,374
verheiratet (1 = ja)	-0,575	-0,153		
Studium (1 = ja)			-0,069	0,423
saisonabhängige Beschäftigung (1 = ja)	0,321	0,914		
Vermögen (1 = ja)			0,154	0,471
durchschnittliches Arbeitseinkommen < 2.000 € (1 = ja)	0,452	0,881		
Betriebsgröße > 200 (1 = ja)	-0,958	-0,504		
Betriebszugehörigkeitsdauer > 10 Jahre (1 = ja)			-0,475	-0,165
Erwerbsbehinderung (1 = ja)	-1,217	-0,198		
subjektiver Gesundheitszustand (1 = gut)	-0,832	-0,369		
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja)			-0,658	-0,101
Baugewerbe (1 = ja)	0,361	0,979		
Mecklenburg-Vorpommern (1 = ja)	0,442	1,283	0,112	0,696
Ost- und Westberlin, Brandenburg (1 = ja)	0,400	1,012		
Baden-Württemberg (1 = ja)			0,177	0,628
Konstante	-1,570	-0,695		
Episodenzahl			3.013	
Fallzahl	1.951		418	
Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Berechnungen.				

Tabelle A6: 95 %-Konfidenzintervalle der Koeffizienten von Schätzmodell (3) zum Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit (mind. 6-monatige Vorbeschäftigungsdauer) 2001–2004

Tarifmerkmale	Eintritt in leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit Modell (3) (1 = Eintritt)		Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit Modell (3) (1 = Austritt)	
	untere Schranke	obere Schranke	untere Schranke	obere Schranke
Monat 1–3			-3,413	-2,718
Monat 4–6			-3,423	-2,682
Monat 7–9			-3,599	-2,757
Monat 10–12			-1,349	-0,832
leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit 1997–2000 (1 = ja)	0,534	1,415		
Geschlecht (1 = weiblich)	-0,745	-0,070		
Alter 15–29 (1 = ja)			0,682	1,327
Alter 30–44 (1 = ja)	-0,645	-0,024	0,321	0,765
Ausländer (1 = ja)			-0,917	-0,261
verheiratet (1 = ja)	-0,686	-0,041		
Studium (1 = ja)			-0,025	0,517
saisonabhängige Beschäftigung (1 = ja)	0,164	1,071		
Vermögen (1 = ja)			0,070	0,555
durchschnittliches Arbeitseinkommen < 2.000 € (1 = ja)	0,339	0,995		
Betriebsgröße > 200 (1 = ja)	-1,078	-0,384		
Betriebszugehörigkeitsdauer > 10 Jahre (1 = ja)			-0,557	-0,082
Erwerbsbehinderung (1 = ja)	-1,486	0,072		
subjektiver Gesundheitszustand (1 = gut)	-0,954	-0,246		
Mutter hat Uni-/FH-Abschluss (1 = ja)			-0,806	0,046
Baugewerbe (1 = ja)	0,197	1,142		
Mecklenburg-Vorpommern (1 = ja)	0,220	1,506	-0,043	0,850
Ost- und Westberlin, Brandenburg (1 = ja)	0,237	1,175		
Baden-Württemberg (1 = ja)			0,057	0,747
Konstante	-1,802	-0,464		
Episodenzahl			3.013	
Fallzahl	1.951		418	
Quelle: SOEP 1997–2005, eigene Berechnungen.				

Tabelle A7: 70 %-Konfidenzintervalle der Koeffizienten von Schätzmodell (3) zum Eintritt und Verbleib in Rente

Tarifmerkmale	Eintritt in Rente Modell (3) (1 = Eintritt)		Verbleib in Rente Modell (3) (1 = Tod)	
	untere Schranke	obere Schranke	untere Schranke	obere Schranke
Zeit (t)			0,142	0,157
Geschlecht (1 = weiblich)	0,584	0,815	-0,871	-0,692
schlechter subjektiver Gesundheitszustand (1 = ja)	-0,444	-0,173	0,484	0,652
guter subjektiver Gesundheitszustand (1 = ja), Referenz: mittlerer subjektiver Gesundheitszustand	0,194	0,496		
hohes Arbeitslosigkeitsrisiko			0,473	0,866
keine Ausbildung (1 = ja)			0,144	0,337
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	0,279	0,513		
Geschwister (1 = ja)	0,149	0,392	-0,811	-0,643
Konstante	0,958	1,396	-4,100	-3,783
Episodenzahl			37.587	
Fallzahl	5.675		4.402	
Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Berechnungen.				

Tabelle A8: 80 %-Konfidenzintervalle der Koeffizienten von Schätzmodell (3) zum Eintritt und Verbleib in Rente

Tarifmerkmale	Eintritt in Rente Modell (3) (1 = Eintritt)		Verbleib in Rente Modell (3) (1 = Tod)	
	untere Schranke	obere Schranke	untere Schranke	obere Schranke
Zeit (t)			0,140	0,159
Geschlecht (1 = weiblich)	0,557	0,843	-0,892	-0,671
schlechter subjektiver Gesundheitszustand (1 = ja)	-0,477	-0,141	0,464	0,672
guter subjektiver Gesundheitszustand (1 = ja), Referenz: mittlerer subjektiver Gesundheitszustand	0,159	0,532		
hohes Arbeitslosigkeitsrisiko			0,427	0,912
keine Ausbildung (1 = ja)			0,121	0,340
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	0,251	0,541		
Geschwister (1 = ja)	0,120	0,420	-0,831	-0,623
Konstante	0,907	1,447	-4,138	-3,745
Episodenzahl			37.587	
Fallzahl	5.675		4.402	
Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Berechnungen.				

Tabelle A9: 95 %-Konfidenzintervalle der Koeffizienten von Schätzmodell (3) zum Eintritt und Verbleib in Rente

Tarifmerkmale	Eintritt in Rente Modell (3) (1 = Eintritt)		Verbleib in Rente Modell (3) (1 = Tod)	
	untere Schranke	obere Schranke	untere Schranke	obere Schranke
Zeit (t)			0,135	0,165
Geschlecht (1 = weiblich)	0,481	0,919	-0,950	-0,612
schlechter subjektiver Gesundheitszustand (1 = ja)	-0,565	-0,053	0,409	0,727
guter subjektiver Gesundheitszustand (1 = ja), Referenz: mittlerer subjektiver Gesundheitszustand	0,060	0,631		
hohes Arbeitslosigkeitsrisiko			0,298	1,040
keine Ausbildung (1 = ja)			0,058	0,423
Mutter hat keine berufliche Ausbildung (1 = ja)	0,175	0,617		
Geschwister (1 = ja)	0,041	0,500	-0,886	-0,568
Konstante	0,764	1,591	-4,241	-3,642
Episodenzahl			37.587	
Fallzahl	5.675		4.402	
Quelle: SOEP 1984–2004, eigene Berechnungen.				



Tabelle A10: Punktschätzwerte für die Eintrittswahrscheinlichkeit und Verbleibsdauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit bzw. Rente für verschiedene Tarifklassen

Tarif- klasse	Eintritt in		Verbleib in		Eintritt in		Verbleib in	
	leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit				Rente			
	S	G	S	G	S	G	S	G
A	0,453	0,081	7,155	6,811	0,780	0,821	6,286	12,484
B			8,027	7,805				
C	0,543	0,112	7,155	6,811				
D			8,027	7,805				
E	0,536	0,109	6,189	5,760				
F			7,973	7,742				
G			7,379	7,062				
H			8,524	8,387				
I	0,624	0,150	6,189	5,760				
J			7,973	7,742				
K			7,379	7,062				
L			8,524	8,387				
M	0,355	0,055	7,155	6,811	0,877	0,902	9,244	16,645
N			8,027	7,805				
O	0,442	0,078	7,155	6,811				
P			8,027	7,805				
Q	0,435	0,076	6,189	5,760				
R			7,973	7,742				
S			7,379	7,062				
T			8,524	8,387				
U	0,525	0,105	6,189	5,760				
V			7,973	7,742				
W			7,379	7,062				
X			8,524	8,387				

Anmerkungen: Es wird jeweils eine Unterscheidung in sozial schlechter Gestellte (S) und sozial besser Gestellte (G) vorgenommen. Tarifklassen A–L beziehen sich auf Männer, Tarifklassen M–X betreffen Frauen. Die Schätzwerte basieren auf den jeweiligen Koeffizientenschätzungen zum Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit bzw. Rente.

Quelle: SOEP 1984–2005, eigene Berechnungen.

Tabelle A11: 70 %-Konfidenzintervalle für die Eintrittswahrscheinlichkeit und Verbleibsdauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit bzw. Rente für verschiedene Tarifklassen

Tarif- klasse	Eintritt in		Verbleib in		Eintritt in		Verbleib in	
	leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit				Rente			
	S	G	S	G	S	G	S	G
A	0,217–0,712	0,035–0,174	6,519–7,698	4,887–8,113	0,688– 0,850	0,760– 0,869	4,645– 8,432	11,408– 13,716
B			7,314–8,532	5,927–8,740				
C	0,320–0,750	0,059–0,204	6,519–7,698	4,887–8,113				
D			7,314–8,532	5,927–8,740				
E	0,313–0,746	0,057–0,200	5,292–6,990	3,635–7,558				
F			7,687–8,230	6,489–8,516				
G			6,298–8,154	4,633–8,459				
H			8,171–8,798	7,291–8,936				
I	0,437–0,780	0,093–0,233	5,292–6,990	3,635–7,558				
J			7,687–8,230	6,489–8,516				
K			6,298–8,154	4,633–8,459				
L			8,171–8,798	7,291–8,936				
M	0,133–0,663	0,020–0,144	6,519–7,698	4,887–8,113	0,799– 0,928	0,850– 0,937	6,685– 12,500	14,854– 18,700
N			7,314–8,532	5,927–8,740				
O	0,208–0,705	0,034–0,169	6,519–7,698	4,887–8,113				
P			7,314–8,532	5,927–8,740				
Q	0,202–0,700	0,032–0,166	5,292–6,990	3,635–7,558				
R			7,687–8,230	6,489–8,516				
S			6,298–8,154	4,633–8,459				
T			8,171–8,798	7,291–8,936				
U	0,302–0,739	0,054–0,195	5,292–6,990	3,635–7,558				
V			7,687–8,230	6,489–8,516				
W			6,298–8,154	4,633–8,459				
X			8,171–8,798	7,291–8,936				

Anmerkungen: Es wird jeweils eine Unterscheidung in sozial schlechter Gestellte (S) und sozial besser Gestellte (G) vorgenommen. Tarifklassen A–L beziehen sich auf Männer, Tarifklassen M–X betreffen Frauen. Die Schätzwerte basieren auf den jeweiligen 70 %-Konfidenzintervallen für die Schätzkoeffizienten zum Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit bzw. Rente.

Quelle: SOEP 1984–2005, eigene Berechnungen.

Tabelle A12: 80 %-Konfidenzintervalle für die Eintrittswahrscheinlichkeit und Verbleibsdauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit bzw. Rente für verschiedene Tarifklassen

Tarif- klasse	Eintritt in		Verbleib in		Eintritt in		Verbleib in	
	leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit				Rente			
	S	G	S	G	S	G	S	G
A	0,176–0,762	0,029–0,206	6,353–7,811	4,400–8,324	0,664– 0,864	0,744– 0,879	4,366– 9,026	11,153– 14,037
B			7,108–8,627	5,347–8,871				
C	0,275–0,789	0,050–0,232	6,353–7,811	4,400–8,324				
D			7,108–8,627	5,347–8,871				
E	0,268–0,785	0,048–0,228	5,073–7,164	3,206–7,867				
F			7,614–8,287	6,113–8,646				
G			6,000–8,298	4,027–8,654				
H			8,072–8,854	6,912–9,020				
I	0,394–0,810	0,083–0,257	5,073–7,164	3,206–7,867				
J			7,614–8,287	6,113–8,646				
K			6,000–8,298	4,027–8,654				
L			8,072–8,854	6,912–9,020				
M	0,102–0,727	0,016–0,177	6,353–7,811	4,400–8,324	0,775– 0,936	0,835– 0,944	6,231– 13,384	14,432– 19,211
N			7,108–8,627	5,347–8,871				
O	0,168–0,756	0,027–0,201	6,353–7,811	4,400–8,324				
P			7,108–8,627	5,347–8,871				
Q	0,163–0,752	0,026–0,197	5,073–7,164	3,206–7,867				
R			7,614–8,287	6,113–8,646				
S			6,000–8,298	4,027–8,654				
T			8,072–8,854	6,912–9,020				
U	0,257–0,779	0,046–0,223	5,073–7,164	3,206–7,867				
V			7,614–8,287	6,113–8,646				
W			6,000–8,298	4,027–8,654				
X			8,072–8,854	6,912–9,020				

Anmerkungen: Es wird jeweils eine Unterscheidung in sozial schlechter Gestellte (S) und sozial besser Gestellte (G) vorgenommen. Tarifklassen A–L beziehen sich auf Männer, Tarifklassen M–X betreffen Frauen. Die Schätzwerte basieren auf den jeweiligen 80 %-Konfidenzintervallen für die Schätzkoeffizienten zum Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit bzw. Rente.

Quelle: SOEP 1984–2005, eigene Berechnungen.

Tabelle A13: 95 %-Konfidenzintervalle für die Eintrittswahrscheinlichkeit und Verbleibsdauer in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit bzw. Rente für verschiedene Tarifklassen

Tarif- klasse	Eintritt in		Verbleib in		Eintritt in		Verbleib in	
	leistungsberechtigte Arbeitslosigkeit				Rente			
	S	G	S	G	S	G	S	G
A	0,094–0,868	0,017–0,315	5,877–8,099	3,210–8,763	0,592– 0,896	0,695– 0,902	3,539– 10,826	10,473– 14,930
B			6,470–8,850	3,766–9,126				
C	0,172–0,872	0,032–0,324	5,877–8,099	3,210–8,763				
D			6,470–8,850	3,766–9,126				
E	0,166–0,870	0,031–0,321	4,473–7,599	2,301–8,505				
F			7,404–8,436	5,000–8,928				
G			5,132–8,627	2,673–9,020				
H			7,771–8,992	5,654–9,193				
I			4,473–7,599	2,301–8,505				
J	0,283–0,875	0,060–0,330	7,404–8,436	5,000–8,928				
K			5,132–8,627	2,673–9,020				
L			7,771–8,992	5,654–9,193				
M	0,047–0,859	0,008–0,300	5,877–8,099	3,210–8,763	0,702– 0,956	0,787– 0,959	4,915– 16,010	13,306– 20,565
N			6,470–8,850	3,766–9,126				
O	0,090–0,864	0,016–0,309	5,877–8,099	3,210–8,763				
P			6,470–8,850	3,766–9,126				
Q	0,086–0,862	0,015–0,306	4,473–7,599	2,301–8,505				
R			7,404–8,436	5,000–8,928				
S			5,132–8,627	2,673–9,020				
T			7,771–8,992	5,654–9,193				
U			4,473–7,599	2,301–8,505				
V	0,158–0,867	0,029–0,314	7,404–8,436	5,000–8,928				
W			5,132–8,627	2,673–9,020				
X			7,771–8,992	5,654–9,193				

Anmerkungen: Es wird jeweils eine Unterscheidung in sozial schlechter Gestellte (S) und sozial besser Gestellte (G) vorgenommen. Tarifklassen A–L beziehen sich auf Männer, Tarifklassen M–X betreffen Frauen. Die Schätzwerte basieren auf den jeweiligen 95 %-Konfidenzintervallen für die Schätzkoeffizienten zum Eintritt und Verbleib in leistungsberechtigter Arbeitslosigkeit bzw. Rente.

Quelle: SOEP 1984–2005, eigene Berechnungen.

## Kurzfassung

Die Reformen der Arbeitslosenversicherung in jüngster Zeit sind stark von anreiztheoretischen Überlegungen geleitet. Die Verkürzung der maximalen Bezugsdauer, die Verschärfung von Zumutbarkeitskriterien sowie stärkere Verpflichtungen und Sanktionierungen der Arbeitslosen im Hinblick auf die Arbeitssuche können hierfür beispielhaft angeführt werden. In diesem Zusammenhang mehren sich die Forderungen (beispielsweise des Sachverständigenrates) nach weiterführenden Neugealtungen, z. B. in Form von individuell risikoäquivalenten Versicherungsprämien sowie Wahlтарifen. In der internationalen Diskussion wird darüber hinaus die Privatisierung der Arbeitslosenversicherung in unterschiedlichen Ausgestaltungsformen als gangbare Alternative dargestellt.

Die vorliegende Dissertation kommt zu dem Ergebnis, dass einer Privatisierung der Arbeitslosenversicherung keine versicherungstechnischen, sondern in erster Linie sozialpolitische Hindernisse im Wege stehen. Erstmals wird die finanzielle Belastungswirkung individuell risikoäquivalenter Versicherungsprämien in der Arbeitslosenversicherung mittels ökonometrischer Modelle auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) ermittelt. Wie vermutet, sind bestimmte Risikogruppen besonders stark belastet. Demnach hätten sozial schwächer Gestellte für dieselbe Versicherungsleistung bis zu sechzehnfach höhere Prämien zu entrichten als vergleichbare besser Gestellte. Unter sozialpolitischen Erwägungen sind risikogerechte Prämien in der Arbeitslosenversicherung deshalb kritisch zu beurteilen.

Als zweites Schwerpunktthema befasst sich die Arbeit mit individuell risikoäquivalenten Versicherungsprämien in der Rentenversicherung. Neuere Untersuchungen haben gezeigt, dass sich die Lebenserwartung in Abhängigkeit vom sozialen Status erheblich unterscheidet. Da die Prämien in der (gesetzlichen und privaten) Rentenversicherung diesbezüglich nicht differenziert werden, beinhaltet die gegenwärtige Praxis sozialpolitisch paradoxe Umverteilungswirkungen von „unten nach oben“. Auf der Grundlage ökonometrischer Analysen mit dem SOEP werden in der vorliegenden Dissertation lebenserwartungsbedingte Rentenversicherungsprämien abgeschätzt. Sozial niedriger eingestufte Personen wären demnach lediglich mit 30 Prozent der Versicherungsprämie belastet, die vergleichbare besser Gestellte für dieselbe Versicherungsleistung zu entrichten hätten.

Schließlich untersucht die Dissertation die Ausgleichseffekte einer gemeinsamen Versicherung von Arbeitslosigkeit und Rente mit jeweils risikoäquivalenten Versicherungsprämien. Es zeigt sich, dass soziale Härten, die im Zusammenhang mit risikoäquivalent kalkulierten Arbeitslosenversicherungsprämien entstehen, teilweise ausgeglichen werden können, wenn die Prämien zur Rentenversicherung im Gegenzug ebenfalls risikogerecht ausgestaltet werden. Beispielsweise beträgt

die Bruttoprämie für einen 30-jährigen, deutschen, verheirateten Mann mit Rentenversicherungsbeginn im 30. Lebensjahr und schlechter sozialer Lage in der Arbeitslosenversicherung 115 Euro, in der Rentenversicherung 114 Euro je 1.000 Euro Versicherungsleistung. Eine vergleichbare Person in guter sozialer Lage muss für die gleiche Versicherungsleistung 19 Euro in der Arbeitslosen- und 224 Euro in der Rentenversicherung bezahlen. Für diesen potenziellen Versicherungsnehmer ist die Gesamtbelastung aus Arbeitslosen- und Rentenversicherung in sozial schlechter Lage folglich geringer als in sozial guter Lage.